تطبيقات الأقتصاد القياسي بأستخدام البرنامج EViews

أمثــلة – تطبيقــات– تقدير نماذج – تفسير نتـائج – تـنـبـــؤ

الأستاذ المساعد الدكتور

عمار حمد خلف

كلية الادارة و الاقتصاد / جامعة بغداد

2015

تطبيقات الأقتصاد القياسي بأستخدام البرنامج EViews

أمثـلة – تقدير نماذج – تطبيقـات – تفسير نتـائج – تـنـبـــؤ

الأستاذ المساعد الدكتور

عمار حمد خلف

رقم الأيداع في دار الكتب و الوثائق ببغداد (٩) لسنة ٢٠١٥

دار الدكتور للعلوم الادارية و الاقتصادية و العلوم الاخرى ..طبع .. نشر .. توزيع

بغداد – شارع المتنبي – هـ ٠٧٩٠١٩٧٨٥٢٥ – ٠٧٩٠٤٧٩٧٣٥١ - ٠٧٧٠٦٤٧٩١٥٩

الطبعة الأولى

بغداد ٢٠١٥

الأهداء

الى

الدكتورة أزهار و مثنى و محمد

المقدمة

تنطلق أهمية هذا الكتاب من المكانة التي يحتلها الاقتصاد القياسي كأداة للتحليل لدى الاقتصاديين بشكل خاص و للاختصاصات الاخرى بشكل عام. و قد تعددت البرامج الجاهزة التي تستخدم في تحليل البيانات ضمن الاقتصاد القياسي و منها البرنامج العالمي EViews . و بسبب ضعف اللغة الانكليزية للطلاب و الباحثين في العراق بشكل خاص و الوطن العربي بشكل عام، و بسبب الحاجة الملحة في تبسيط أستخدام البرنامج EViews ، برزت الضرورة في تأليف هذا الكتاب ليصبح الاول في المكتبة العراقية و العربية يبسط تطبيق البرنامج EViews للمستخدمين له و بأسلوب مبسط جداً قابل للفهم و التطبيق . كما تضمن الكتاب توضيح مفصل لخطوات الاستخدام بالاضافة الى تفسير النتائج المستخرجة. حيث أن معرفة تفسير نتائج البرنامج EViews لأي نموذج مستخدم يعد من المواضيع الأكثر أهمية للمستخدمين للبرنامج المذكور.

و قد تألف الكتاب من عشرة فصول ، و قد تضمن الفصل الاول كيفية التعامل مع البرنامج EViews و ادخال البيانات و تحويلها الى صيغ مختلفة. و تضمن الفصل الثاني توضيح الية تقدير و تفسير النتائج لنموذج الانحدار الخطي. أما الفصلين الثالث و الرابع فقد تضمنت مشاكل الاقتصاد القياسي المعرفة. و أنتقل الكتاب في الفصل الخامس الى توضيح أختبارا جذر الوحدة (الاستقرارية). و وضح الفصل السادس موضع التكامل المشترك. أما الفصلين السابع و الثامن فقد وضحا نماذج الـ VAR و VECM مع تطبيقها على البرنامج المذكور و توضيح النتائج. و تضمن الفصل التاسع توضيح الانواع المختلفة من نماذج التنبؤ. و قد ختم الكتاب بالفصل العاشر الذي أوضح الانواع المختلفة من نماذج الانحدار الذاتي المشروط بوجود عدم تجانس التباين ARCH.

و من الله التوفيق ....

المؤلف
كانون الثاني ٢٠١٥
بغـداد

المحتويات

الفصل الاول

إنشاء ملف و إدخال البيانات في البرنامج (EViews)

١- إنشاء ملف في البرنامج Creating Work File in EViews :

٢- أنواع بيانات السلاسل الزمنية Types of Time Series Data

٣- إدخال البيانات Data Entering:

٤- كيف التعامل مع ورقة العمل Handling of Workfile

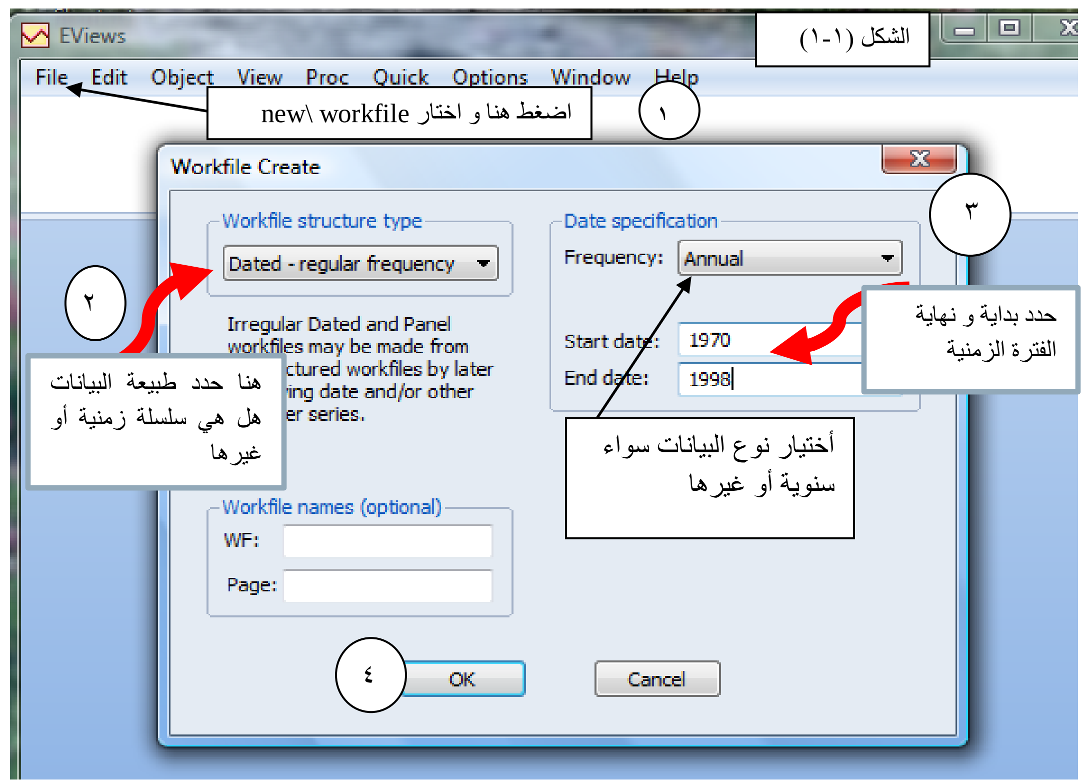
٥- تقدير معدلات النمو البسيط و المركب

إنشاء ملف و إدخال البيانات في البرنامج (EViews)

١- ١ إنشاء ملف في البرنامج Creating Work File in EViews :

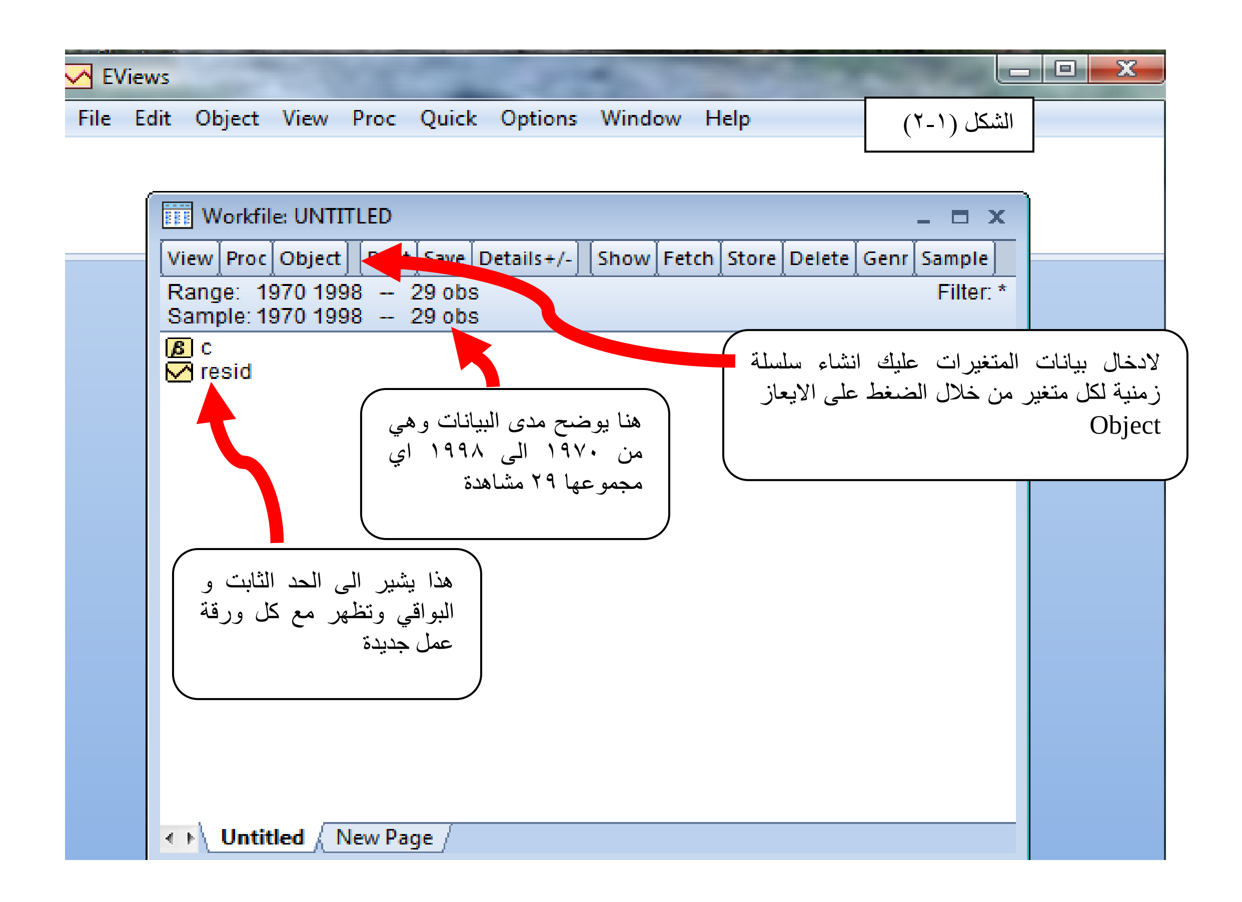
الخطوة الاولى التي يجب القيام بها بعد فتح البرنامج EViews هو إنشاء ملف عمل work file في البرنامج بهدف إجراء عمليات مختلفة على بيانات السلاسل الزمنية أو غيرها من البيانات. أن هذا الامر يتطلب إتباع الخطوات التالية :

أ- بعد فتح البرنامج أختار من قائمة (File) كما في الشكل (1-1) الايعاز (new) ثم ملف عمل (workfile) ثم اتبع الخطوات الموضحة في الشكل (1-1).



ب- إذا كان المتغير عبارة عن سلسلة زمنية time series قم باختيار (Dated- regular frequency) ثم حدد بداية السلسلة ونهايتها كما في الشكل اعلاه (١-١)، وفي مثالنا

السلسلة تبدأ من ١٩٧٠ الى ١٩٩٨ . وفي مربع (Date specification) يوجد خيارات متعددة حول نوع السلسلة الزمنية كأن تكون بيانات يومية او أسبوعية او ربع سنوية الخ، وعليك تحديد ذلك. وفي مثالنا البيانات سنوية (Annual) ، ثم بعد ذلك أضغط على (OK) ، وبعدها تظهر لك نافذة متمثلة بالشكل (١-٢).



الشكل (١-٢)

ج- في الشكل (١-٢) يظهر لك الملف الذي انشأته، ويتبقى عليك ادخال بيانات المتغيرات التي ترغب ان تستخدمها في تقدير و/ أو اختبار واحد أو أكثر من نماذج الاقتصاد القياسي .

١-٢ أنواع بيانات السلاسل الزمنية Types of Time Series Data

كما هو معروف يوجد هنالك أنواع مختلفة من بيانات السلاسل الزمنية كما موضحة في أدناه مع طريقة ادخالها في البرنامج EViews.

أ- **البيانات السنوية:** إذا كانت السنوات قبل عام ٢٠٠٠م يمكن كتابتها رقمين مثل (٧٨، ٩٩) أو أربعة أرقام مثل (١٩٧٨، ١٩٩٩) أما السنوات بعد عام ٢٠٠٠ م فيجب كتابتها أربعة أرقام مثل (٢٠٠٢).

ب- **البيانات الربع سنوية:** تكتب السنة ثم (نقطتان رأسيتان أو فاصلة أو نقطه) ثم رقم الربع تم (نقطه أو فاصله) مثل .1978, 1 و التي تمثل الربع الاول من العام ١٩٧٨.

ج- **البيانات الشهرية:** تكتب السنة ثم (نقطتان رأسيتان أو فاصلة أو نقطه) ثم رقم الشهر تم (نقطه أو فاصله) مثل .1988:11.

د- **البيانات الأسبوعية واليومية:** يكتب الشهر ثم (نقطتان رأسيتان أو فاصلة أو نقطه) ثم يكتب اليوم ثم(نقطتان رأسيتان أو فاصلة أو نقطه) ثم تكتب السنة ثم (نقطه أو فاصله). ويمكن أيضا تغير الترتيب بحيث يكون اليوم ثم الشهر ثم السنة عن طريق الأمر التالي Options/dates-frequency

١-٣ إدخال البيانات Data Entering:

يتم إنشاء البيانات في برنامج Eveiws بأحدى الطرق التالية :

١- عن طريق الايعاز object.

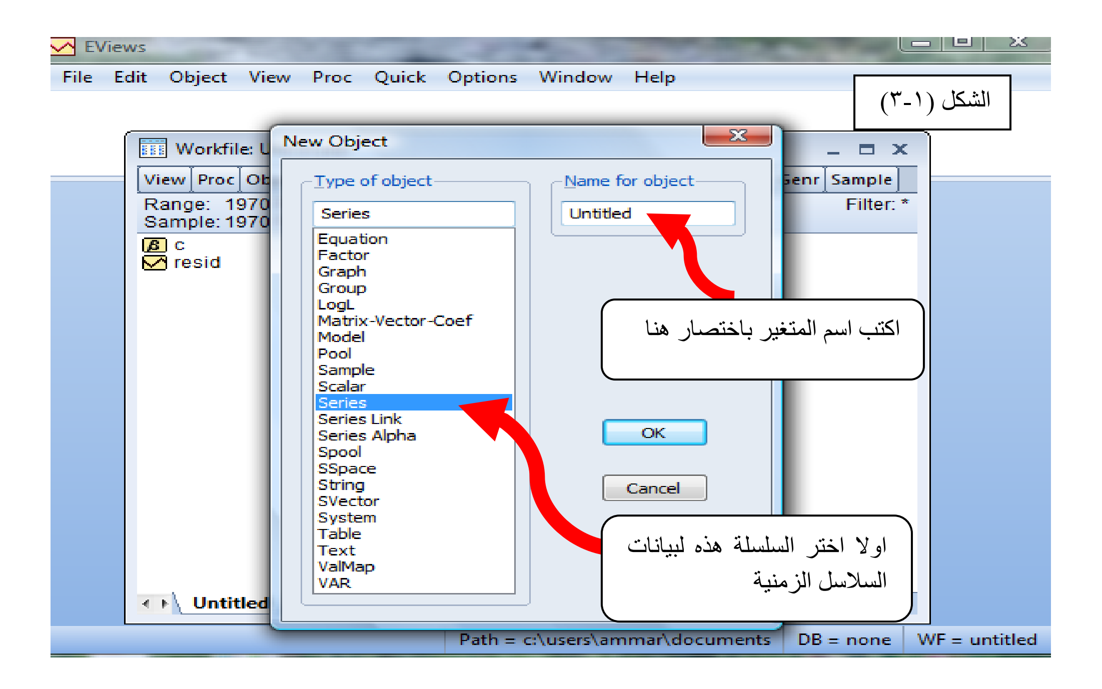
٢- عن طريق إدخال البيانات يدويا في الملف الذي تم إنشاءه Work file.

٣- عن طريق نقل بيانات محفوظة من ملف أخر تم إنشاءه على البرنامج Excel .

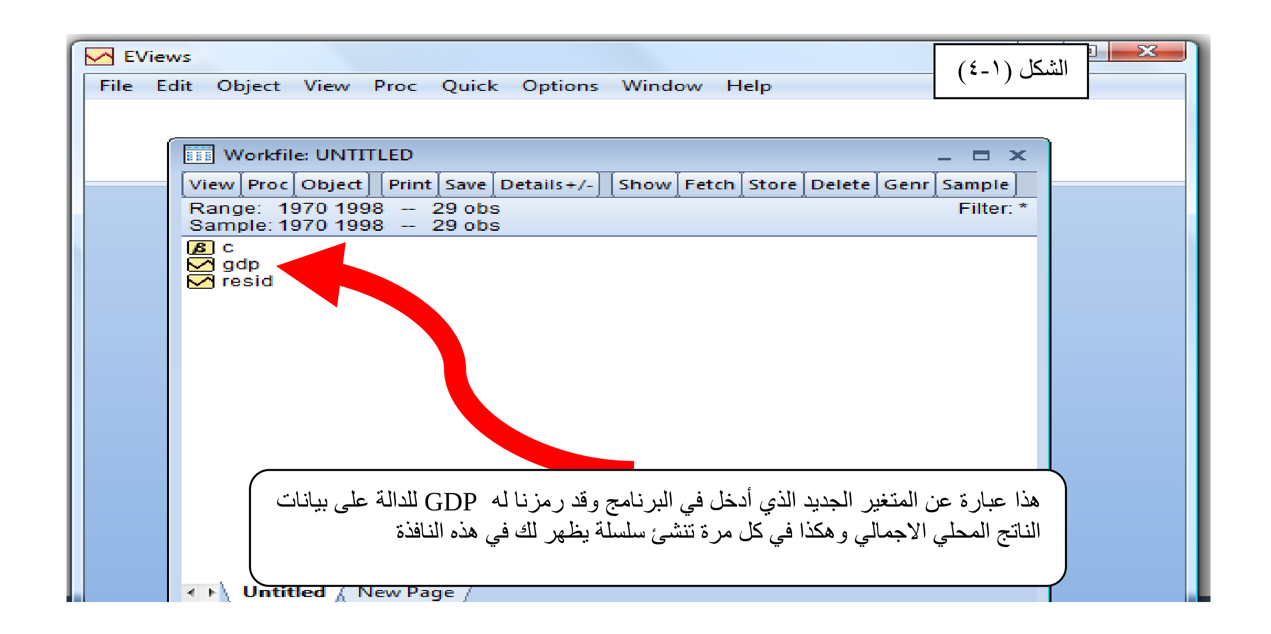
١-٣-١: عن طريق الايعاز object

لغرض ادخال بيانات المتغيرات يجب انشاء سلسلة (series) لكل متغير من المتغيرات المطلوب تقدير علاقة فيما بينهما. يتم ذلك من خلال الضغط على الايعاز (object) كما في الشكل (١-٢) وتظهر لك قائمة كما في الشكل (١-٣) اختر منها (series) ، ثم من القائمة اكتب اسم المتغير او رمزه في خانة (Name of object) ويفضل ان يكون أسم المتغير حرف او حروف مختصرة و دالة عن طبيعة المتغيرات حتى يسهل عليك التعامل معه في عمليات التقدير كما سيأتي لاحقاً .

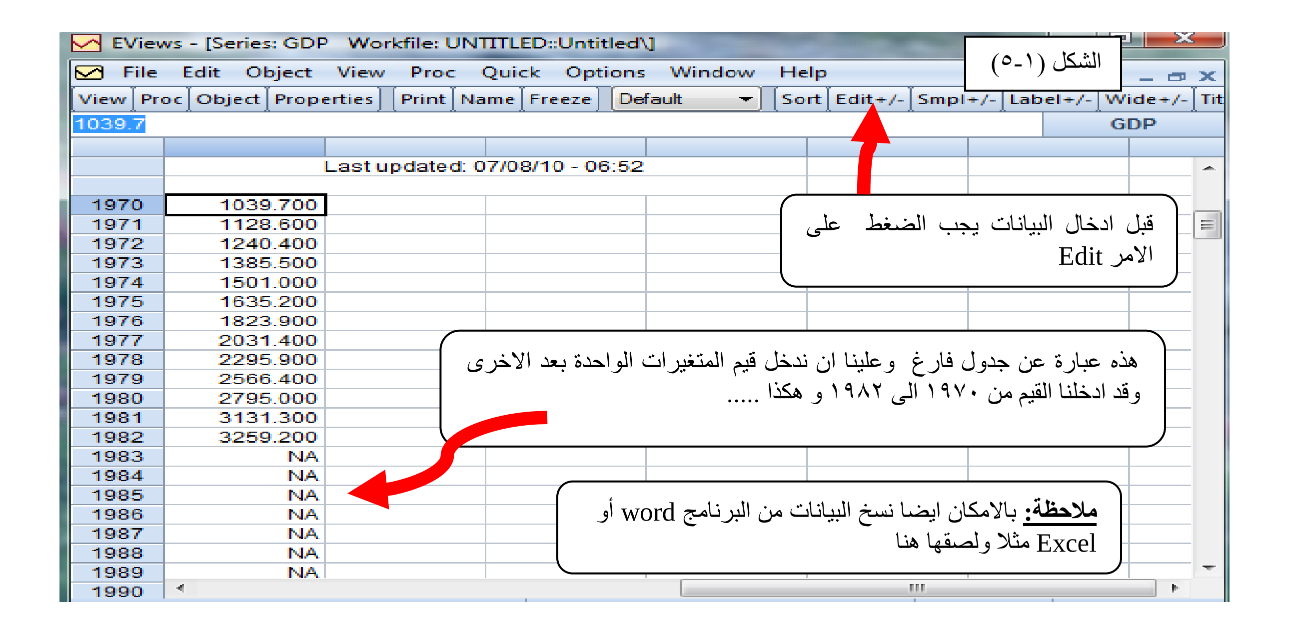
أ. بعد الضغط على (OK) في الشكل (١-٣) سوف يضاف عنصر سلسلة في الملف الذي انشاءه كما في الشكل (١-٤).



الشكل (١-٣)



ب. الان بعد أن تم ادخال بيانات المتغير الذي حددنا فترته الزمنية من ١٩٧٠ الى ١٩٩٨، نقوم بفتح هذا المتغير (GDP) من خلال الضغط عليه مرتين وسوف يظهر لنا الشكل (١-٥). ثم نكرر الطريقة نفسها لادخال بيانات المتغيرات الاخرى.



١-٣-٢ ادخال البيانات بواسطة لوحة المفاتيح للبرنامج Eveiws

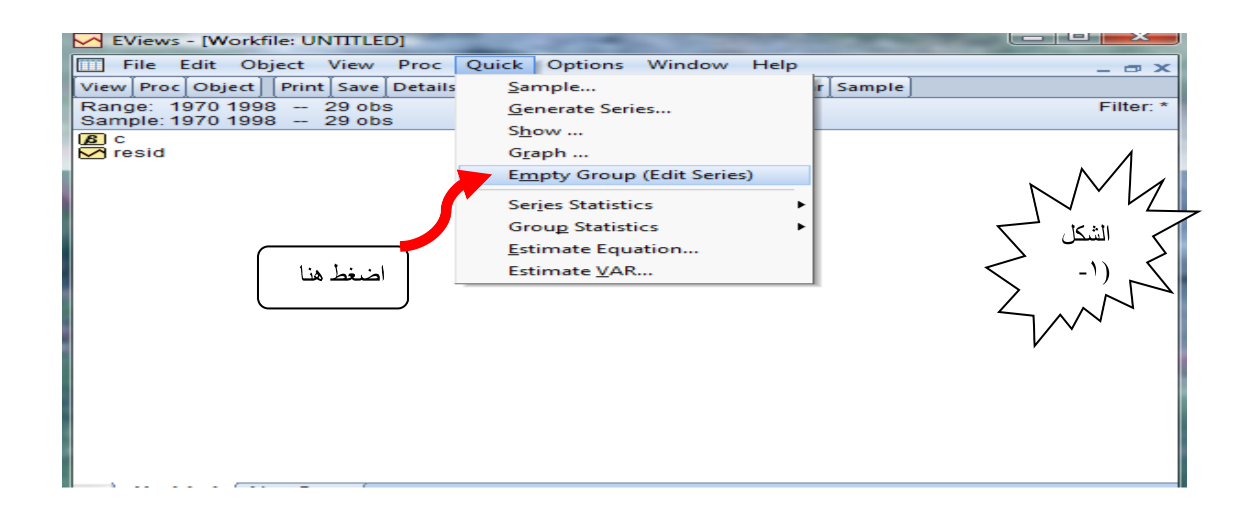
أ. لإدخال البيانات لابد أن يكون لديك ملف تم إنشاءه حسب البيانات التي لديك (سنويه، شهريه،......)

ب. من قائمة شريط الأوامر أختر Quick/Empty Group (Edit Series) كما في الشكل (١-٦)

ج. ستظهر لك صفحة جديدة كما في الشكل (١-٧)، والتي يمكنك إدخال بياناتك فيها ثم حفظها.

د. يمكن تسمية الأعمدة بتظليلها ثم كتابة أسم المتغير (x, y,…..) ثم الضغط على Enter.

ه. أو بعد ادخال بيانات المتغيرات المطلوبة اذهب الى صفحة العمل الرئيسية workfile وقم باعادة تسمية هذه المتغيرات بمختصرات دالة وواضحة من خلال تحديد المتغير المراد اعادة تسميته باستخدام الجهة اليمنى من **الماوس** واختيار rename لاحظ الشكل (١-٨ أ - ب) وبعدها ok ونستخدم الطريقة نفسها لجميع المتغيرات الاخرى.



EViews

File Edit Object View Proc Quick Options Window Help

Group: UNTITLED Workfile: UNTITLED::Untitled\

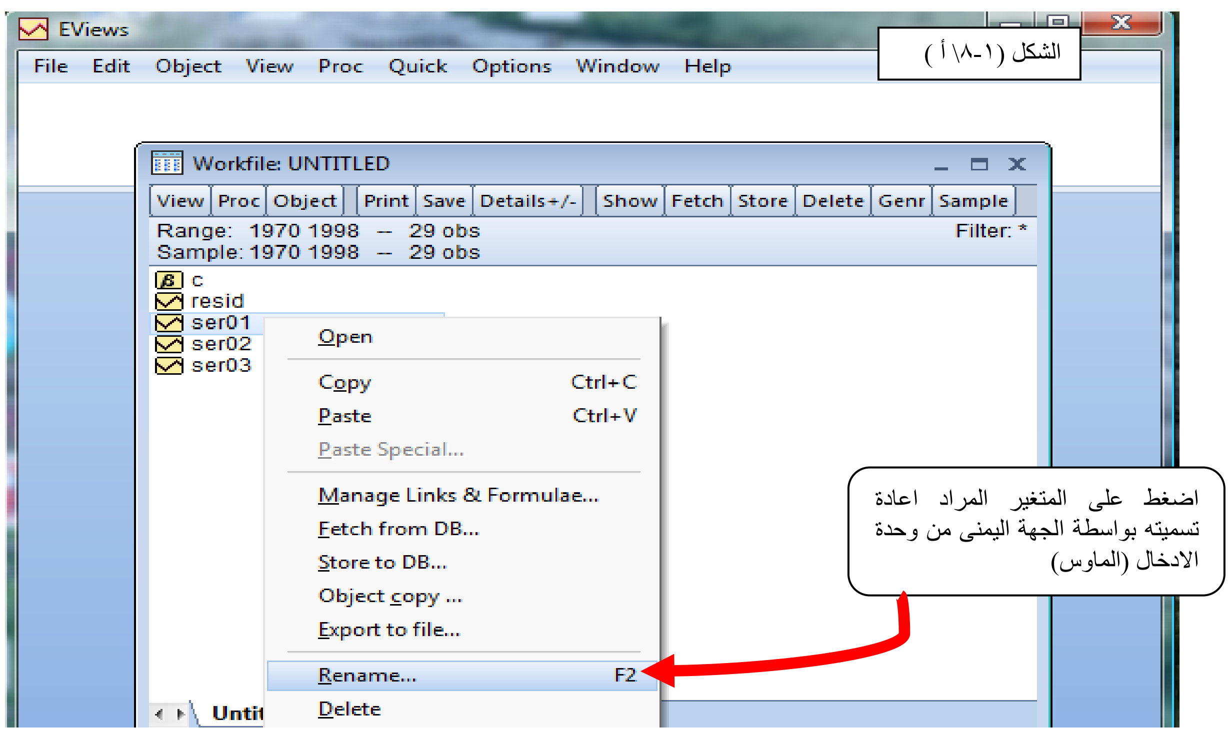
View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Default | Sort | Transpose | Edit+/- | Smpl

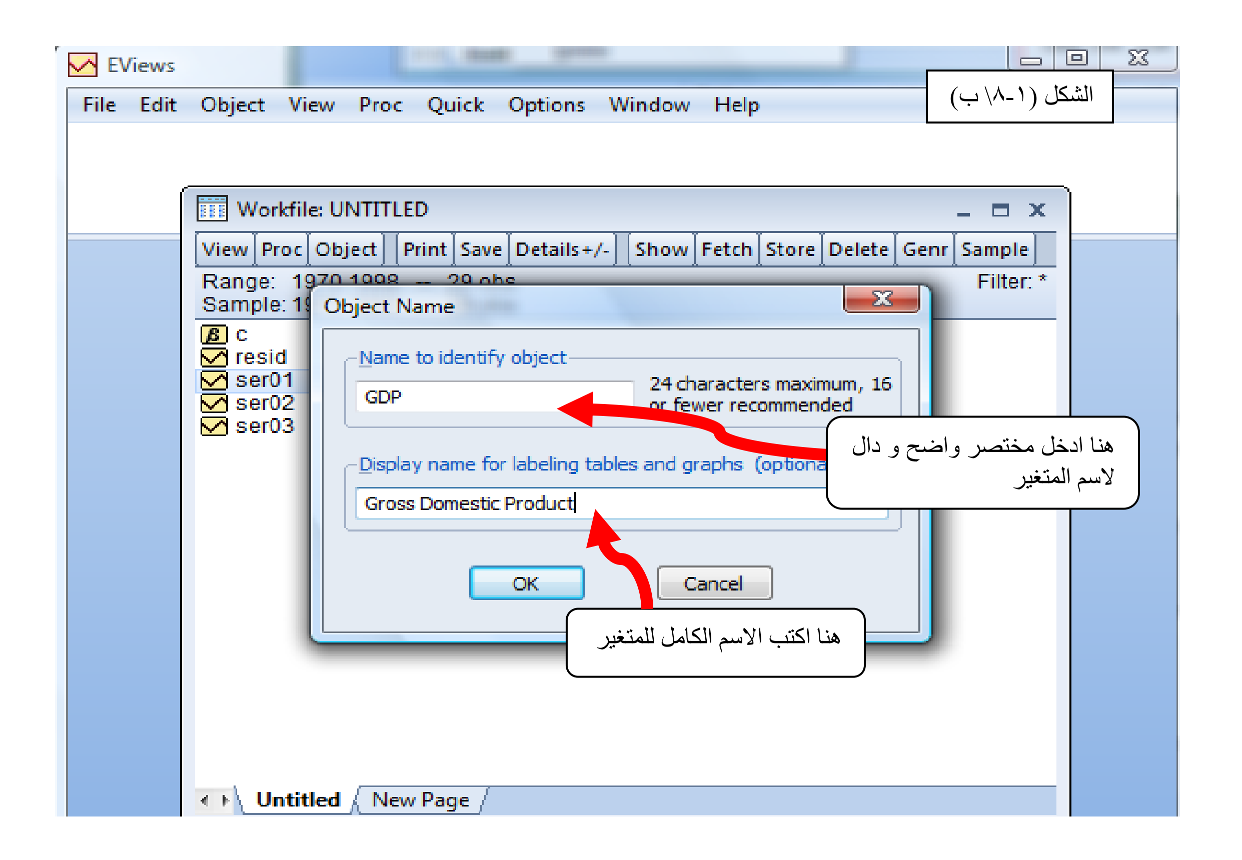
obs	SER01	SER02	SER03
1970	38.80000	1039.700	39866.00
1971	40.50000	1128.600	45579.00
1972	41.80000	1240.400	55797.00
1973	44.40000	1385.500	70499.00
1974	49.30000	1501.000	103811.0
1975	53.80000	1635.200	98185.00
1976	56.90000	1823.900	124228.0
1977	60.60000	2031.400	151907.0
1978	65.20000	2295.900	176002.0
1979	NA	NA	NA
1980	NA	NA	NA
1981	NA	NA	NA
1982	NA	NA	NA
1983	NA	NA	NA
1984	NA	NA	NA
1985	NA	NA	NA
1986	NA	NA	NA
1987	NA	NA	NA
1988	NA	NA	NA
1989	NA	NA	NA
1990	NA	NA	NA
1991	NA	NA	NA
1992	NA	NA	NA

الشكل (١-

هنا ندخل القيم بواسطة لوحة المفاتيح او من خلال نسخها من البرنامج Excel او غيره

Path = c:\users\ammar\documents | DB = none | WF = untitled

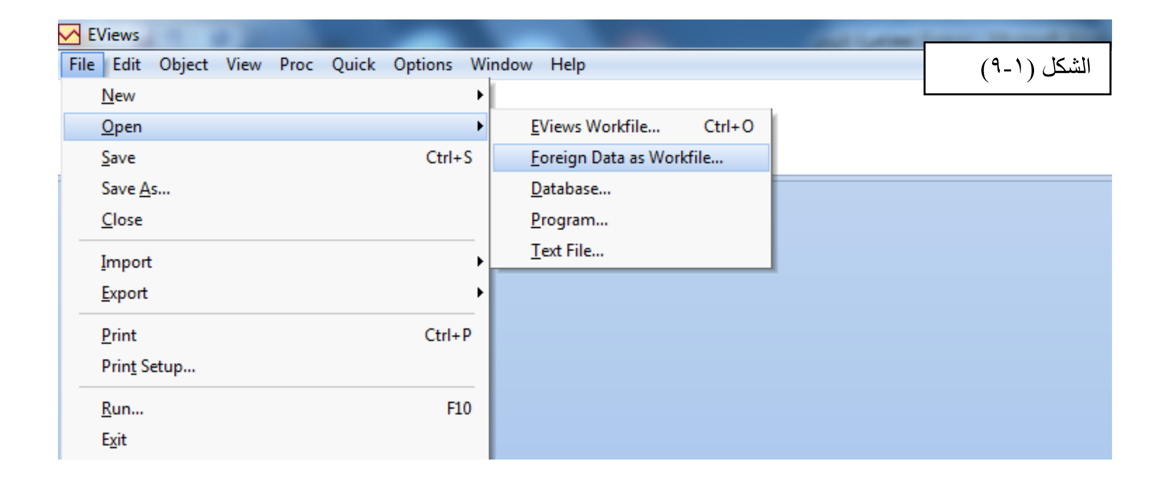




١-٣-٣ نقل بيانات محفوظة من ملف أخر تم إنشاءه على برنامج Excel

هنالك طريقة أخرى سهلة يمكن أستخدامها في نقل بيانات مخزونة اصلاً في البرنامج Excel الى البرنامج EViews، و يتم ذلك بعد فتح البرنامج و اتباع الخطوات التالية :

أ) أختار من قائمة new الايعاز open و ثم الايعاز Foreign Data as Workfile و كما مبينة في الشكل (١-٩).

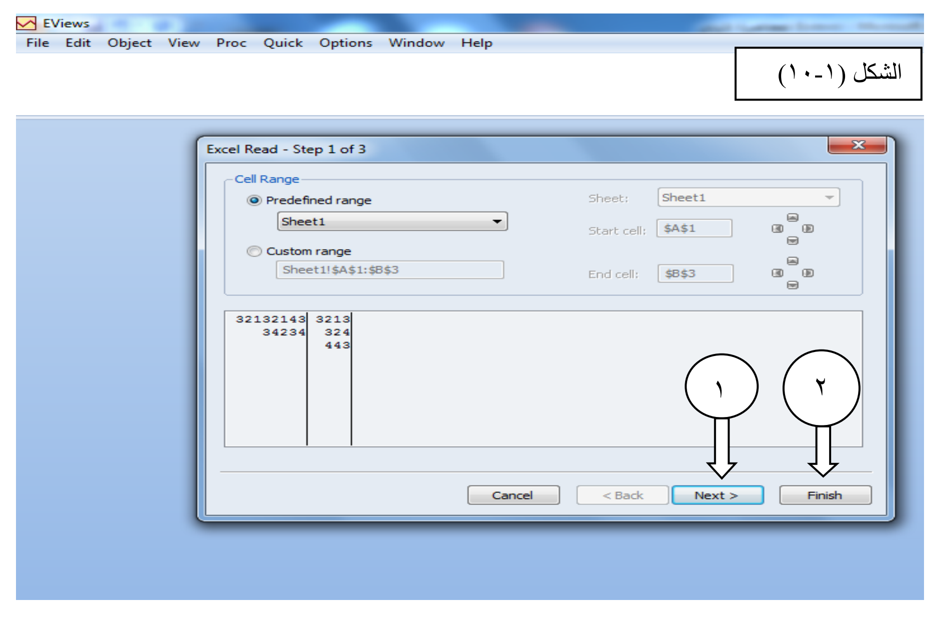


الشكل (١-٩)

ب) بعد الضغط على الايعاز Foreign Data as Workfile سيظهر لك مربع حوار يسأل عن مكان ملف البيانات في البرنامج Excel . و ما نقوم به نحن مجرد تحديد مكان الملف و تضليل اسم الملف و ثم open .

ج) بعدها سيظهر مربع حوار اخر كما موضح في الشكل (١-١٠)، و ما نقوم به هو اختيار الامر next و ثم finish.

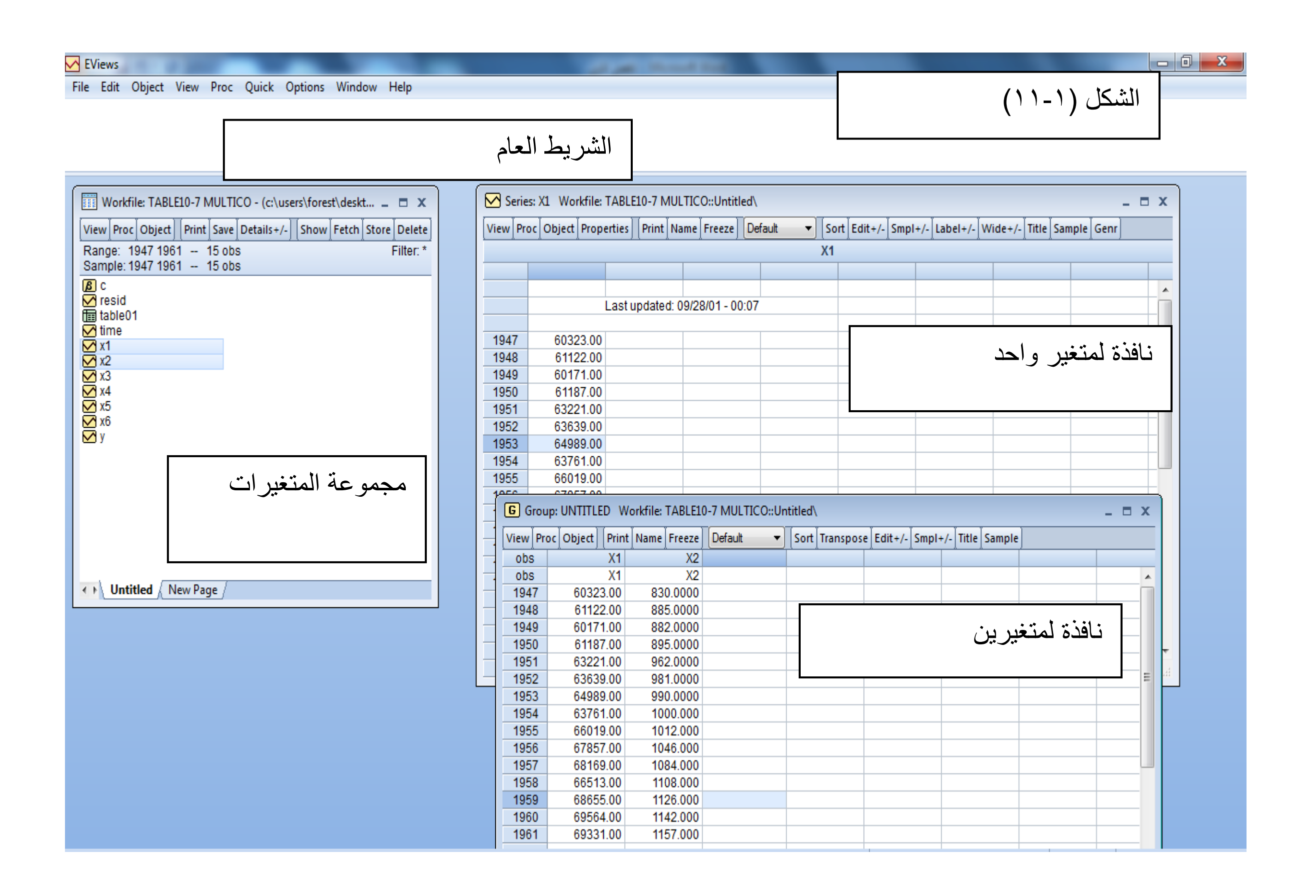
د) سنلاحظ بعدها ان البيانات قد انتقلت من البرنامج Excel الى البرنامج EViews.



الشكل (١-١٠)

١-٤ كيف التعامل مع ورقة العمل Handling of Workfile

بعد الانتهاء من عملية ادخال بيانات متغيرات السلاسل الزمنية، فأنه في حالة فتح متغير واحد أو أكثر فستظهر لك النافذة المبينة في الشكل (١-١١). يبين الشكل (١-١١) عدد من الايعازات المهمة و المفيدة و التي يجب التعرف عليها و التي تفيدنا في أجراء العديد من الاجراءات لا سيما في الحقل المسمى الشريط العام command، حيث أنه من خلال هذا الشريط يمكن اضافة او خلق سلسلة جديدة او تحويل البيانات الى الفرق الاول او الصيغة اللوغارتيمية او غيرها.



١-٤-١ أضافة متغير جديد Adding New Variable

لغرض اضافة متغير جديد الى المتغيرات الموجودة في ورقة العمل، و ان المتغير الجديد هو عبارة عن علاقة معينة بين المتغيرات التي تم ادخالها لاول مرة. على سبيل المثال، اذا اردنا ان نضيف المتغير y الى مجموعة المتغيرات و هو عبارة عن مجموع المتغيرين x1 , x2 مقسوماً على المتغير x3 مرفوع للقوة ٢. فأننا نكتب في الشريط العام الصيغة التالية و من ثم أضغط على enter من لوحة المفاتيح، بعدها سنلاحظ اضافة المتغير الجديد y الى ورقة العمل المفتوحة.

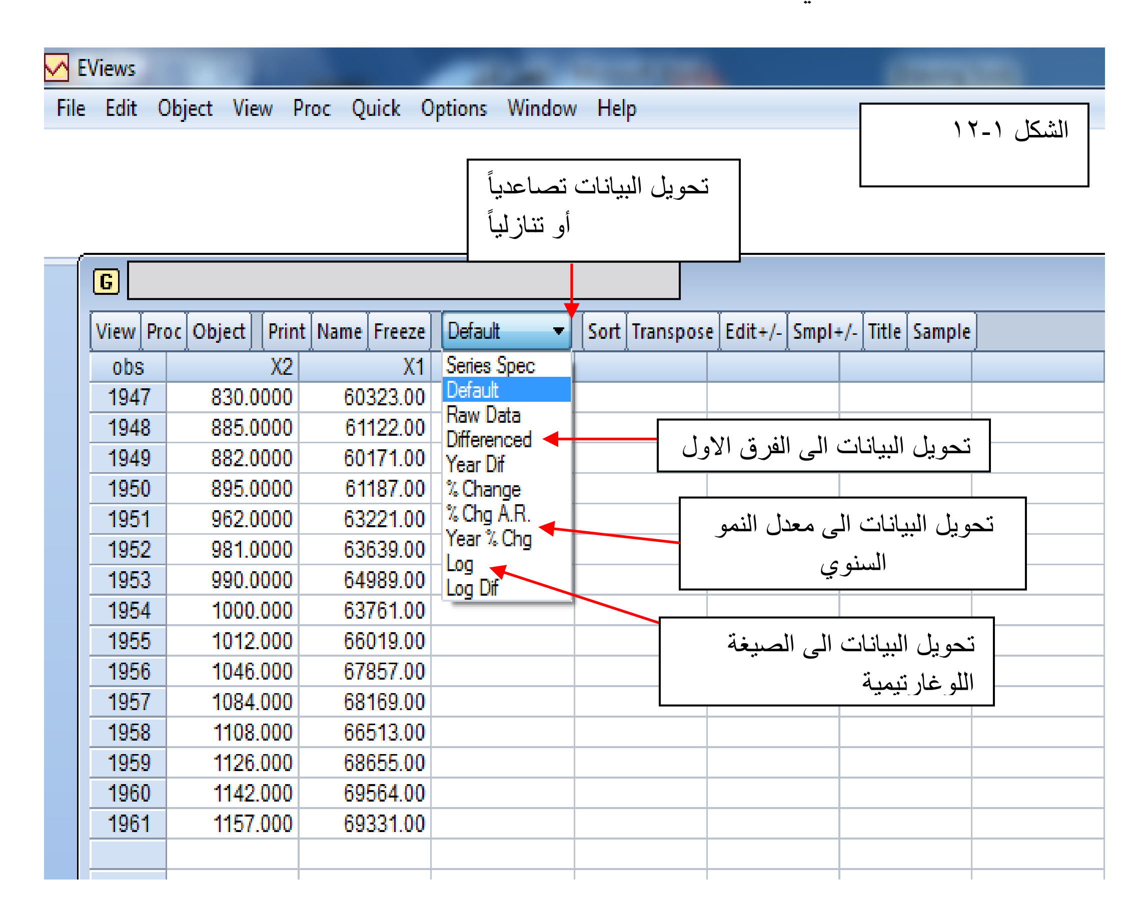
Genr y= (x1+x2)/(x3)^2

لابد من التوضيح ببعض الاشارات او الايعازات التي تستخدم في تحويل صيغة البيانات و كما يلي:

صيغة الاشارة	المعنى
+ —	يشير الى الجمع و الطرح
/	يشير الى القسمة
^	يشير الى القوة الاسية x2= x1^4
*	يشير الى عملية الضرب x2 = x1*y
L	تحويل البيانات الى اللوغاريتم الطبيعي Ly = log (y)
ABS	يشير الى القيم المطلقة AX= ABS(X)
SQ	يشير الى الجذر التربيعي SQX= SQR(X)
d	يشير الى الفرق الاول DX= D(X)
L	يشير الى التخلف الزمني LX= X(-1)
@SUM(X)	يشير الى مجموع قيم السلسلة الزمنية و تكتب هكذا scalar y=@SUM(X)
@MEAN(X)	للحصول على الوسط الحسابي scalar y=@mean(x)
@VAR(X)	للحصول على التباين
@COV(X,Y)	للحصول على التباين المشترك
@COR(X,Y)	للحصول على الارتباط الذاتي بين x y

١-٤-٢ تحويل البيانات Data Transforming

يحتوي البرنامج EViews على مجموعة من من الايعازات سهلة التطبيق التي تستخدم في تحويل شكل البيانات سواء الى الفرق الاول او الصيغة اللوغارتيمية او معدل النمو او ترتيب البيانات تصاعدياً و تنازلياً، و كما مبين في الشكل (١-١٢). حيث أنه بعد فتح متغير او اكثر يمكن اختيار الايعاز الذي ترغب به من الايعازات الموضحة في الشكل (١-١٢) بعدها ستجد ان البيانات قد تحولت الى الصيغة التي ترغب بها.



obs	X2	X1
1947	830.0000	60323.00
1948	885.0000	61122.00
1949	882.0000	60171.00
1950	895.0000	61187.00
1951	962.0000	63221.00
1952	981.0000	63639.00
1953	990.0000	64989.00
1954	1000.000	63761.00
1955	1012.000	66019.00
1956	1046.000	67857.00
1957	1084.000	68169.00
1958	1108.000	66513.00
1959	1126.000	68655.00
1960	1142.000	69564.00
1961	1157.000	69331.00

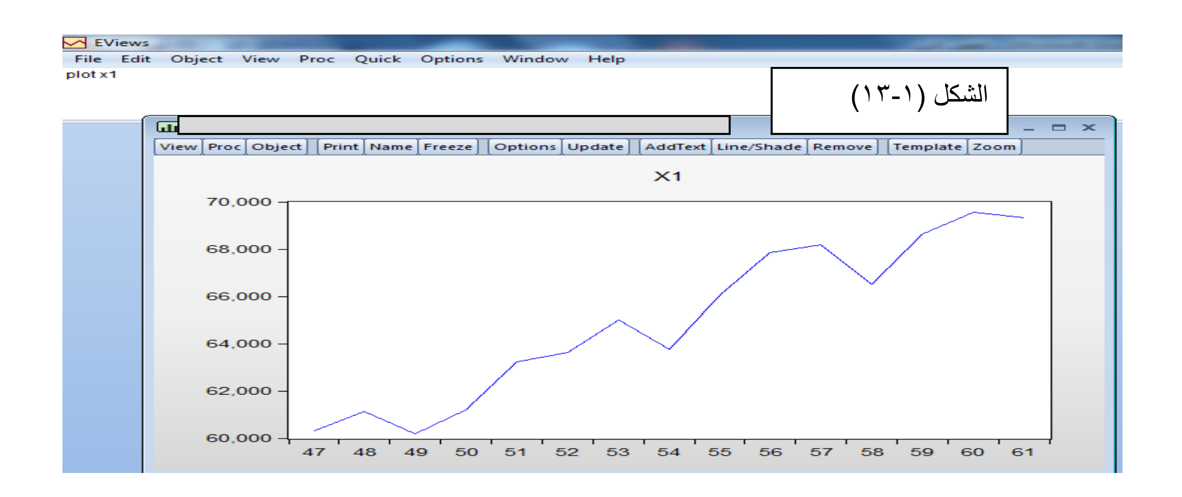
١-٤-٣ الرسم البياني للبيانات

يمكن تحويل بيانات متغير او عدد من المتغيرات الى الرسم البياني بأحدى الطريقتين :

أ) **بواسطة الشريط العام:** حيث يمكن كتابة الصيغة التالية في الشريط العام لرسم بيانات المتغير x1 مثلاً.

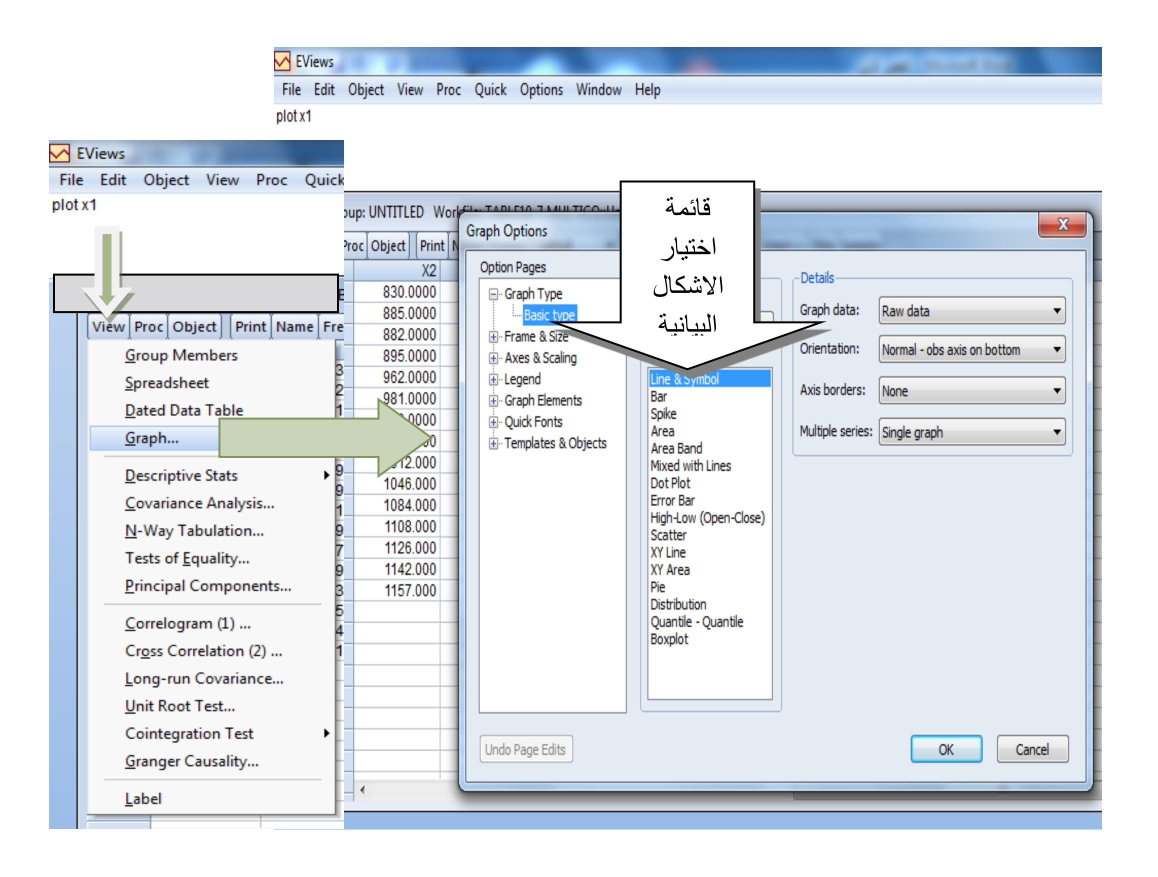
Plot x1

ثم اضغط على enter من لوحة المفاتيح حيث سيظهر لك الشكل (١-١٣).



الشكل (١-١٣)

ب) **بواسطة الايعاز Graph** : يمكن رسم بيانات متغير او كثر بواسطة الايعاز graph من خلال اولاً فتح بيانات المتغير أو المتغيرات المطلوب رسمها و من ثم الذهاب الى الايعاز new ، و ثانياً نختار الايعاز graph ، بعدها سيظهر مربع حوار نختار من خلاله الشكل البياني الذي نرغب به .



١-٥ تقدير معدلات النمو البسيط و المركب

في دارسة العلاقات بين المتغيرات الاقتصادية المختلفة عادة نحتاج الى معرفة طبيعة نمو تلك المتغيرات. و أن البرنامج EViews يساعدنا في تقدير معدلات النمو البسيطة و المركبة و كما يلي:

١-٥-١ تقدير معدل النمو البسيط Annual Growth Rate

لغرض احتساب معدل النمو السنوي لاي متغير في البرنامجEViews نتبع الخطوات التالية:

- افتح المتغير الذي ترغب بحساب معدل النمو له.
- من الشكل (١-١٢) اختار الايعاز %Change والذي يتكون من المعادلة التالية :

$\%Change = 100*(P-P_{(-1)})/P_{(-1)}$

= سنة المقارنة – سنة الاساس/ سنة الاساس * ١٠٠

- سيظهر لك بيانات جديدة تمثل معدلات النمو السنوي

١-٥-٢ معدل النمو المركب Compound Annual Growth Rate

يمكن حساب معدل النمو المركب والذي ياخذ شكل المعادلة الاتية :

$$\mathrm{CAGR}(t_0, t_n) = \left(\frac{V(t_n)}{V(t_0)}\right)^{\frac{1}{t_n - t_0}} - 1$$

حيث ان:

$V(t_0)$: قيمة سنة البداية

$V(t_n)$: قمة سنة النهاية

$t_n - t_0$: عدد السنوات

يساعدنا البرنامج EViews في تقدير معادلة النمو المركب من خلال اتباع الخطوات التالية المعتمدة على الجدول في ادناه :

- ✓ اكتب في الشريط العام command الصيغة التالية :

scalar y= (1505.9/25.6)^(1/19)-1

- ✓ ثم أضغط على مفتاح Enter من لوحة المفاتيح
- ✓ سيظر لك ملف جديد يحتوي على قيمة واحدة بأسم y ، افتحها ستجد القيمة (0.2391)، اي بمعنى ان قيمة النمو المركب للسلسلة الزمنية y هي 0.2391% وتساوي (٢٣.٩١).

1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1988	1989	1990	1991	1992	1993
25.6	32.8	54	67.9	80.9	110.6	159.6	810.4	1074.2	1213	1312.8	1412.1	1505.9

الفصل الثاني

تقدير نموذج الانحدار الخطي و تفسير النتائج بواسطة البرنامج EViews

١-صياغة النموذج

٢-تفسير المخرجات

الفصل الثاني

تقدير نموذج الانحدار الخطي و تفسير النتائج بواسطة البرنامج EViews

٢-١ صياغة النموذج

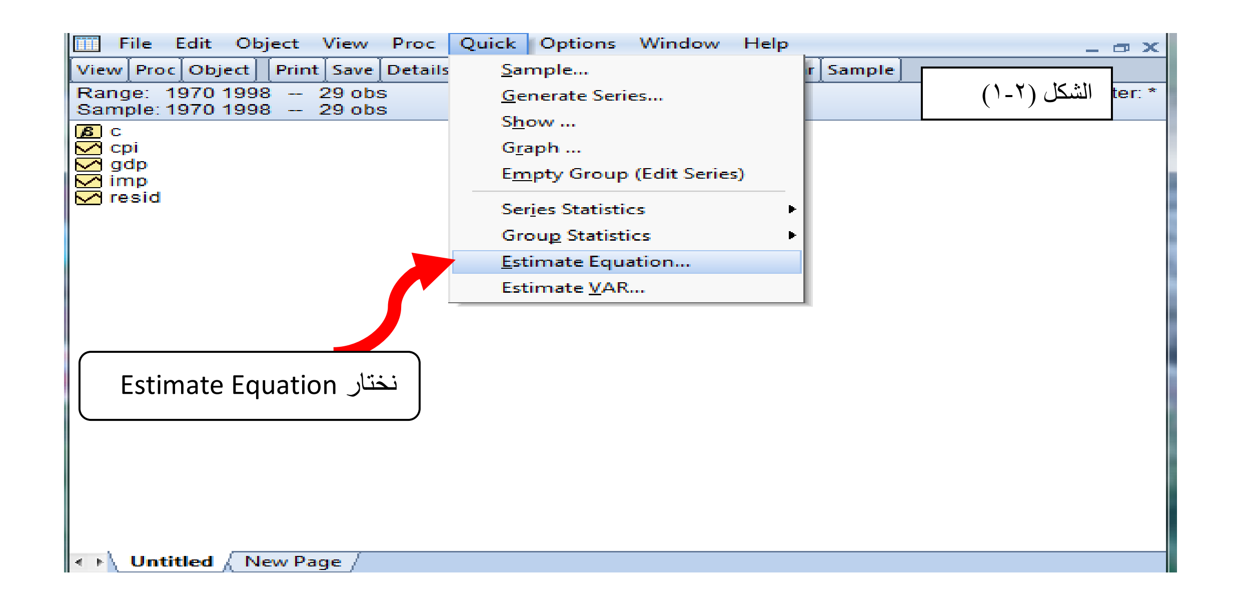
لتقدير نموذج انحدار خطي بسيط أو متعدد بواسطة البرنامج EViews ، و بأستخدام بيانات عن الواردات (Y) والناتج المحلي الإجمالي (X_1) والأسعار المحلية (X_2) لدولة ما ، والنموذج الذي سوف نقدره ياخذ الصيغة التالي :

$$Y_t = b_0 + b_1X_{1t} + b_2X_{2t} + e_t \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \text{(1)}$$

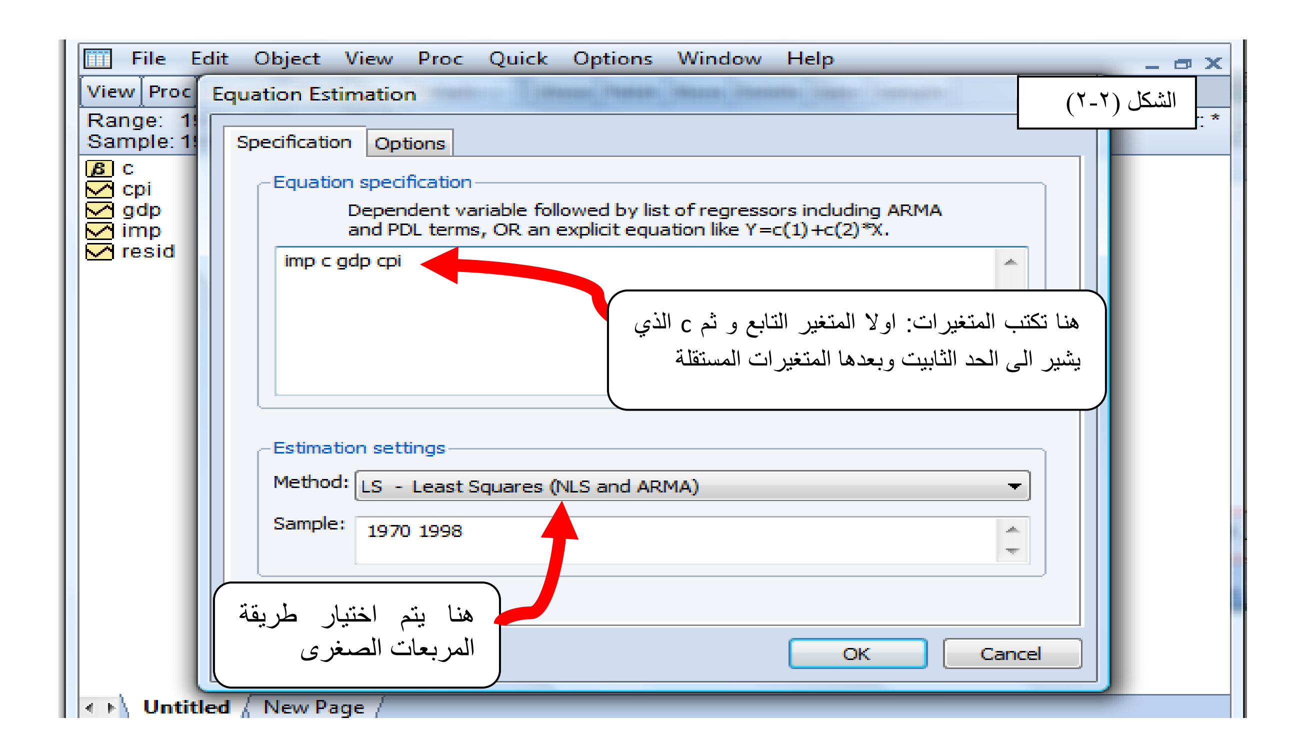
وقد اشرنا الى الواردات بالرمز (imp) وهي المتغير التابع والى الناتج المحلي الاجمالي و الاسعار المحلية بالرموز (gdp) و (cpi) على التوالي كمتغيرات مستقلة او تفسيرية، (b_0) تمثل ثابت الانحدار وتمثل مقدار الواردات الثابت و (b_1) ميل الانحدار وهي مقدار التغير في الواردات عندما يتغير الناتج المحلي الإجمالي بوحدة واحدة وتسمى الميل الحدي للواردات، وحسب النظرية الاقتصادية فان العلاقة بينهما موجبة وهنا نتوقع أن تكون إشارة (b_1) موجبة. و (b_2) تمثل مقدار التغير في الواردات نتيجة تغير الأسعار المحلية بوحدة واحدة، ووفقا للنظرية الاقتصادية فان المتوقع أن تأخذ (b_2) أيضا الإشارة الموجبة، لان ارتفاع الأسعار المحلية يؤدي إلى انخفاض الطلب على السلع المحلية وتعويضه بالطلب الخارجي، و (e_t) تمثل حد خطأ الانحدار ويتضمن اثر العوامل الأخرى التي تؤثر في الواردات . ويمكن تقدير النموذج بالصيغة اللوغارتمية المزدوجة وفي هذه

الحالة فان المعلمات تتحول من آثار حدية مطلقة الى آثار نسبية وبالتالي تعبر عن المرونات. ولإجراء عملية التقدير باستخدام برنامج (EViews) نتبع الخطوات التالية :

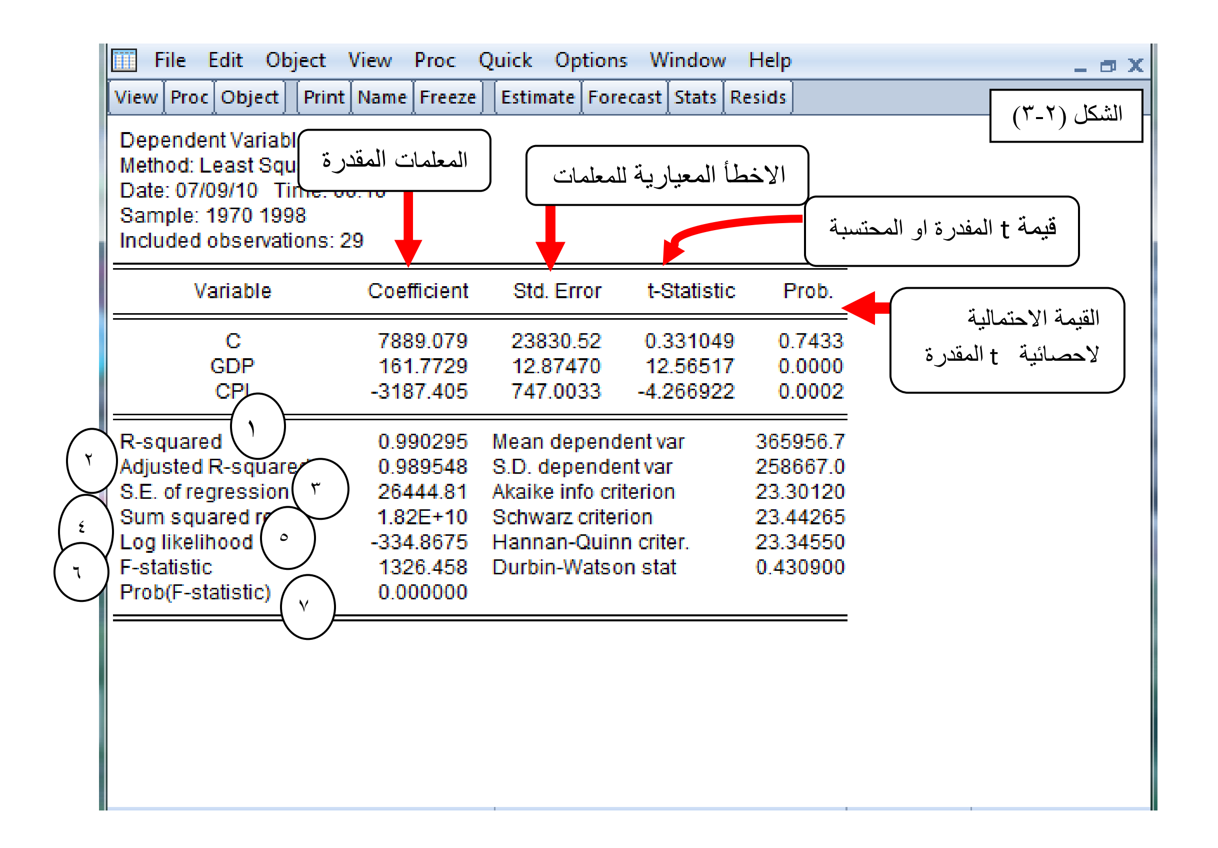
١) من قائمة (Quick) نختار الايعاز "قدر المعادلة (Estimate Equation) " كما في الشكل (٢-١)، وهناك طريقة أخرى، قم بتضليل المتغيرات التي تريد إدخالها في النموذج ابتدأ من المتغير التابع ثم يليه المتغيرات المستقلة و من ثم اضغط على الزر الأيمن لوحدة الادخال (الماوس) وسوف يظهر لك خيارات منها open قم باختيار الايعاز as equationبعد الضغط على هذا الايعاز سوف يظهر مربع حوار كما في الشكل (٢-٢).



الشكل (٢-١)



٢) من خلال الشكل (٢-٢) و في المربع الاول نكتب المعادلة كما موضحة ولابد من وضع المتغير التابع أولا وهو الواردات (IMP) ثم بعد ذلك الثابت (c) يليه المتغير المستقل وهو الدخل (GDP) والأسعار(CPI) ، وبعدها أضغط على (OK) وسوف يقوم البرنامج بتقدير المعادلة ويعرض نتائج التقدير كما موضحة في الشكل (٢-٣).



Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7889.079	23830.52	0.331049	0.7433
GDP	161.7729	12.87470	12.56517	0.0000
CPI	-3187.405	747.0033	-4.266922	0.0002

R-squared	0.990295	Mean dependent var	365956.7
Adjusted R-square	0.989548	S.D. dependent var	258667.0
S.E. of regression	26444.81	Akaike info criterion	23.30120
Sum squared r	1.82E+10	Schwarz criterion	23.44265
Log likelihood	-334.8675	Hannan-Quinn criter.	23.34550
F-statistic	1326.458	Durbin-Watson stat	0.430900
Prob(F-statistic)	0.000000		

٢ـ ٢ تفسير المخرجات كما في الشكل (٢-٣) :

أ) **تقدير المعلمات :** في العمود الاول (Coefficient) الذي يمثل معلمات النموذج المقدرة وتسمى مقدرات النموذج (estimates) ، حيث $(b_1=161.7729)$ $(b_2=-3187.405)$ $b_0=7889.079)$, ويتم حساب هذه المقدرات من النموذج المذكور في المعادلة ١ اعلاه .

ب) **تقدير الانحراف المعياري:** العمود الثاني (Std. Error) عبارة عن الأخطاء المعيارية المقدرة للمعلمات.

ج) **تقدير أختبار *t* :** العمود الثالث هو قيم إحصائية (*t*-Statistics) المقدرة للمعلمات، والتي نستخدمها في اختبار معنوية كل معلمة، وقيمة (*t*) المقدرة هي عبارة عن حاصل قسمة قيمة المعلمة (Coefficient) على الخطأ المعياري لها (Std. Error) .

د) **قيم الاحتمالية:** العمود الأخير من النتائج يمثل القيمة الاحتمالية لإحصائية *t* (Prob) ، وهذه القيمة تغنينا عن الرجوع إلى القيم الجدولية الإحصائية *t*. من خلالها نستطيع الحكم على معنوية المعلمات عند مستويات المعنوية الاعتيادية ١% او ٥% او ١٠%، فإذا كانت القيمة الاحتمالية اقل من ٥% نستنتج أن المعلمة إحصائية عند ٥% .... وهكذا بالنسبة للمستويات الأخرى. فمثلا القيمة الاحتمالية الأولى (الحد الثابت) (c) تساوي (0.7433) وهي اكبر ١% و٥ % و١٠% على التوالي، وبالتالي فهي غير معنوية. وبالنسبة للمتغير (GDP) تساوي (0.0000) وهي اقل من ١% (٠.٠١) وبالتالي هي معنوية عند ١ % و هكذا بالنسبة للمتغير (cpi) اي انها معنوية عند ١%.

ه) **تقدير الاختبارات الاخرى:** عادة نحتاج الى اختبارات عديدة للتأكد من أن النموذج المقدر لا يعاني من مشكلة او اكثر من مشاكل الاقتصاد القياسي المعروفة، و أن النتائج التي نحصل عليها يمكن الاعتماد عليها في التحليل و التنبؤ، و من هذه الاختبارات ما يلي :

(١)**معامل التحديد (R-squared)** : يقيس نسبة التباين المفسر بواسطة النموذج إلى إجمالي التباين الكلي في المتغير التابع وإحصائيا هو نسبة مجموع مربعات البواقي المفسرة (ESS) إلى إجمالي مجموع المربعات في النموذج (TSS) . ويدل على المقدرة التفسيرية للنموذج وقيمته تنحصر بين صفر وواحد وكلما كانت قيمته اكبر و قريبة من الواحد كلما دل على مقدرة تفسيرية اكبر للنموذج.

(٢)**معامل التحديد الموضح** : يدل على المقدرة التفسيرية للنموذج وقيمته تنحصر بين صفر و واحد وكلما كانت قيمته اكبر كلما دل على مقدرة تفسيرية اكبر للنموذج.

٣) **اختبار F** ويقيس المعنوية الاجمالية للنموذج المقدر.

٤) Akaike info criterion, Schwarz criterion, and Hannan-Quinn criterion, هذه المعايير المهمة هي ليست اختبار للنموذج حسبما رأينا في اختبارات t , F ولكنها تعتبر اختبار بين النماذج المقدرة. اي انها اداة لاختيار النموذج الافضل. عادة القيمة الصغيرة لهذه النماذج الثلاثة تشير الى جودة النموذج المقدر و بالتالي يتم اختياره من بين النماذج الاخرى التي تكون قيمتها اكبر.

٥) Durbin-Watson Test ويقيس مشكلة الارتباط الذاتي للنموذج المقدر. و بعد مقارنة القيمة المحتسبة لهذا الاختبار مع الحدود العليا و الدنيا الجدولية نستطيع تحديد وجود مشكلة الارتباط الذاتي أم لا ، و سيتم التطرق اليها لاحقاً.

الفصل الثالث

مشاكل الاقتصاد القياسي مع تطبيقات في البرنامج EViews

١- مشكلة التعدد الخطي Multiconllinearity

٢- مشكلة عدم تجانس التباين Heteroskedasticity

- ✓ أختبار سبيرمان لارتباط الرتب Spearman’s Rank Correlation Test
- ✓ أختبار بريوش - بيكن Breusch-Pagan LM (Lagrange Multiplier)
- ✓ أختبار كليسجر Glesjer LM Test
- ✓ أختبار هارفي-كودفري Harvey-Godfrey Test
- ✓ أختبار بارك Park LM Test
- ✓ أختبار كولدفيلد – كوانت Goldfeld-Quandt Test
- ✓ The White Test
- ✓ Engle’s ARCH (Autoregressive ConditionalHeteroskedasticity) LM Test

٣- معالجة مشكلة عدم تجانس التباين

- ✓ طريقة White's Method

الفصل الثالث

مشاكل الاقتصاد القياسي مع تطبيقات في البرنامج EViews

البرنامج Eviews يساعد الطلاب و الباحثين في الكشف عن مشاكل الاقتصاد القياسي المعروفة وهي كلآتي:

٣-١ مشكلة التعدد الخطي Multiconllinearity

تحصل مشكلة التعدد الخطي عندما يرتبط أثنان او اكثر من المتغيرات المستقلة بعلاقة خطية قوية جداً، بحيث يصبح من الصعب فصل أثر كل متغير على المتغير التابع. لذلك تكون هناك مشكلة التعدد الخطي حينما تكون قيمة أحد المتغيرات المستقلة متساوية لكافة المشاهدات او عندما تعتمد قيمة أحد المتغيرات المستقلة على قيمة واحد أو أكثر من المتغيرات المستقلة في النموذج المدروس. فاذا حصل هذا فأنه يعتبر خرق لاحدى الفروض والتي تنص على "ان لا توجد علاقة خطية تامة او شبه تامة بين أي من المتغيرات المستقلة".

للكشف عن مشكلة التعدد الخطي باستخدام البرنامج Eviews نقوم بالخطوات التالية:

أ) الحصول على مصفوفة الارتباط البسيط بين المتغيرات ويتم هذا عن طريق الذهاب الى الايعاز Quick/Group Statistics/correlations ،عندها سيظهر مربع حوار نكتب فيه أسماء المتغيرات المطلوبة ومن ثم ok عندها ستظهر النتائج كما في الشكل (٣-١).

View | Proc | Object | Print | Name | Edit+/- | CellFmt | Grid+/- | Title | Comments+/-

الشكل ٣-١

Correlation

	A	B	C	D	E	F	G	H
1		Y	X1	X2	X3	X4	X5	X6
2								
3	Y	1.000000	0.966089	0.981887	0.459598	0.463446	0.956603	0.965941
4	X1	0.966089	1.000000	0.993669	0.591734	0.468974	0.983316	0.990843
5	X2	0.981887	0.993669	1.000000	0.575280	0.458778	0.989698	0.994789
6	X3	0.459598	0.591734	0.575280	1.000000	-0.203285	0.674764	0.646567
7	X4	0.463446	0.468974	0.458778	-0.203285	1.000000	0.371243	0.422210
8	X5	0.956603	0.983316	0.989698	0.674764	0.371243	1.000000	0.995742
9	X6	0.965941	0.990843	0.994789	0.646567	0.422210	0.995742	1.000000
10								

النتائج أعلاه توضح بأنه يوجد أرتباط قوي بين المتغيرات مع بعضها البعض بسبب القيم العالية، ماعدا المتغيرات x3, x4 . وللمزيد من التأكد على وجود مشكلة التعدد الخطي نقوم بتقدير العلاقة الخطية بين المتغيرات أعلاه حيث ان y هو المتغير التابع و أن كل من x1 x2 x3 x4 x5 x6 هي المتغيرات المستقلة، عندها نحصل على النتائج كما في الشكل (٣-٢).

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

الشكل ٣-٢

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 07/26/10 Time: 12:40
Sample: 1947 1961
Included observations: 15

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	67271.28	23237.42	2.894954	0.0200
X1	-2.051082	8.709740	-0.235493	0.8197
X2	-0.027334	0.033175	-0.823945	0.4338
X3	-1.952293	0.476701	-4.095429	0.0035
X4	-0.958239	0.216227	-4.431634	0.0022
X5	0.051340	0.233968	0.219430	0.8318
X6	1585.156	482.6832	3.284049	0.0111

R-squared	0.995512	Mean dependent var	64968.07
Adjusted R-squared	0.992146	S.D. dependent var	3335.820
S.E. of regression	295.6219	Akaike info criterion	14.52076
Sum squared resid	699138.2	Schwarz criterion	14.85119
Log likelihood	-101.9057	Hannan-Quinn criter.	14.51724
F-statistic	295.7710	Durbin-Watson stat	2.492491
Prob(F-statistic)	0.000000		

نلاحظ من النتائج أعلاه في الجدول (٣-٢) ان R^2 عالي جداً، بينما المتغيرات x_1 x_2 x_5 أحصائياً غير معنوية وان x_6 هو معنوي بشكل حدي بينما المتغيرات x_3 x_4 هي الوحيدة أحصائياً معنوية كما تشير قيمة p في العمود الاخير من النتائج.

وللمزيد من التوضيح يجب ان نقوم باعادة تقدير المعادلة الخطية بين المتغيرات من خلال أختبار كل متغير مستقل على حده مع المتغير التابع كما موضح أدناه. حيث تشير النتائج في الجدول (٣-٣) الى أن المتغيرات المستقلة x1 x2 x5 x6 كانت معنوية مع المتغير التابع، اما المتغيران x3 x4 كانا غير معنويين .

الشكل ٣-٣

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 07/26/10 Time: 13:33
Sample: 1947 1961
Included observations: 15

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	33624.31	2334.873	14.40091	0.0000
X1	31.13618	2.308052	13.49024	0.0000

R-squared	0.933329	Mean dependent var	64968.07
Adjusted R-squared	0.928200	S.D. dependent var	3335.820
S.E. of regression	893.8491	Akaike info criterion	16.55252
Sum squared resid	10386560	Schwarz criterion	16.64692
Log likelihood	-122.1439	Hannan-Quinn criter.	16.55151
F-statistic	181.9867	Durbin-Watson stat	1.862355
Prob(F-statistic)	0.000000		

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 07/26/10 Time: 13:37
Sample: 1947 1961
Included observations: 15

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	51555.00	737.5476	69.90058	0.0000
X2	0.035621	0.001906	18.68526	0.0000

R-squared	0.964102	Mean dependent var	64968.07
Adjusted R-squared	0.961341	S.D. dependent var	3335.820
S.E. of regression	655.8869	Akaike info criterion	15.93342
Sum squared resid	5592439.	Schwarz criterion	16.02783
Log likelihood	-117.5006	Hannan-Quinn criter.	15.93241
F-statistic	349.1391	Durbin-Watson stat	1.715512
Prob(F-statistic)	0.000000		

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 07/26/10 Time: 13:39
Sample: 1947 1961
Included observations: 15

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	59385.30	3064.672	19.37737	0.0000
X4	2.153845	1.142190	1.885715	0.0819

R-squared	0.214782	Mean dependent var	64968.07
Adjusted R-squared	0.154381	S.D. dependent var	3335.820
S.E. of regression	3067.538	Akaike info criterion	19.01870
Sum squared resid	1.22E+08	Schwarz criterion	19.11311
Log likelihood	-140.6403	Hannan-Quinn criter.	19.01770
F-statistic	3.555920	Durbin-Watson stat	0.245615
Prob(F-statistic)	0.081876		

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 07/26/10 Time: 13:38
Sample: 1947 1961
Included observations: 15

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	59852.75	2854.174	20.97025	0.0000
X3	1.629565	0.873368	1.865841	0.0848

R-squared	0.211230	Mean dependent var	64968.07
Adjusted R-squared	0.150556	S.D. dependent var	3335.820
S.E. of regression	3074.469	Akaike info criterion	19.02322
Sum squared resid	1.23E+08	Schwarz criterion	19.11762
Log likelihood	-140.6741	Hannan-Quinn criter.	19.02221
F-statistic	3.481361	Durbin-Watson stat	0.811691
Prob(F-statistic)	0.084785		

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 07/26/10 Time: 13:41
Sample: 1947 1961
Included observations: 15

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	59204.01	486.7228	121.6380	0.0000
X6	720.5071	53.53237	13.45928	0.0000

R-squared	0.933042	Mean dependent var	64968.07
Adjusted R-squared	0.927892	S.D. dependent var	3335.820
S.E. of regression	895.7679	Akaike info criterion	16.55681
Sum squared resid	10431201	Schwarz criterion	16.65121
Log likelihood	-122.1760	Hannan-Quinn criter.	16.55580
F-statistic	181.1522	Durbin-Watson stat	2.040974
Prob(F-statistic)	0.000000		

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 07/26/10 Time: 13:40
Sample: 1947 1961
Included observations: 15

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5879.451	4998.876	1.176155	0.2606
X5	0.506849	0.042821	11.83646	0.0000

R-squared	0.915089	Mean dependent var	64968.07
Adjusted R-squared	0.908558	S.D. dependent var	3335.820
S.E. of regression	1008.734	Akaike info criterion	16.79435
Sum squared resid	13228071	Schwarz criterion	16.88875
Log likelihood	-123.9576	Hannan-Quinn criter.	16.79334
F-statistic	140.1017	Durbin-Watson stat	1.715908
Prob(F-statistic)	0.000000		

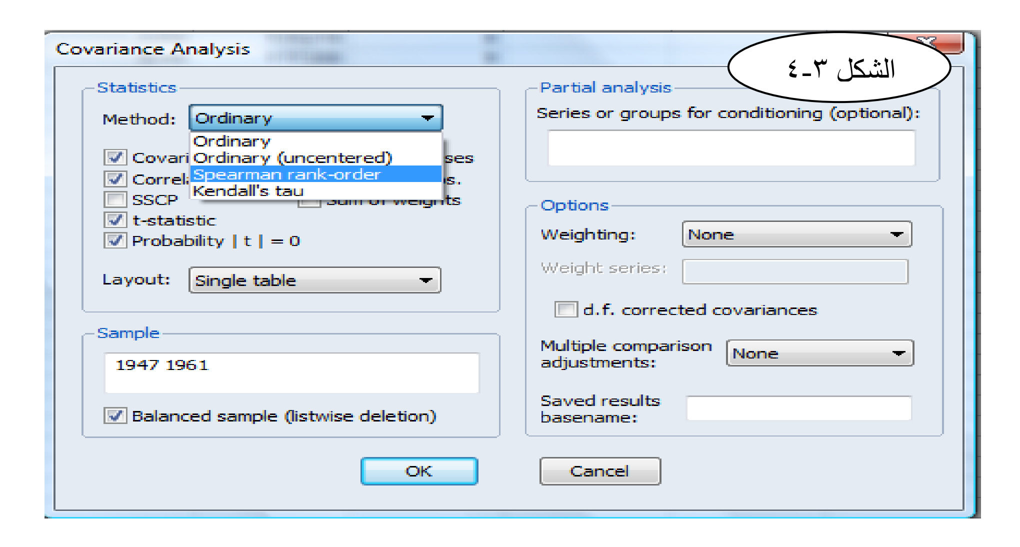
٣-٢ مشكلة عدم تجانس التباين Heteroskedasticity

يوجد هناك طرق مختلفة لتشخيص او تحديد مشكلة عدم جانس التباين منها ما يلي:

٣-٢-١ أختبار سبيرمان لارتباط الرتب Spearman’s Rank Correlation Test

يستخدم هذا الاختبار لتشخيص وجود مشكلة الـ Hetero . لغرض تشخيص مشكلة عدم تجانس التباين بأستخدام البرنامج EViews يتم أتباع الخطوات التالية :

- تحديد المتغيرات المطلوبة للاختبار من خلال تظليلها وبعدها الضغط على الجانب الايمن من وحدة الادخال (الماوس) و نختار الايعاز open as group .
- بعدها ستفتح نافذة تحتوي على بيانات المتغيرات التي تم أختيارها، و من ثم أختار من الامر View الايعاز ، covariance analysis و من ثم spearman rank-order ، في الوقت نفسه وعلى نفس النافذة أختار المربع correlation, t-statistic & probability كما موضح في الشكل (٣-٤) وبعدها أضغط ok عنده ستظهر لك النتائج كما في الشكل (٣-٥).



الشكل ٣-٤

G File Edit Object View Proc Quick Options Window Help

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Sample | Sheet | Stats | Spec

الشكل ٣-٥

Covariance Analysis: Spearman rank-order
Date: 07/30/10 Time: 12:33
Sample: 1947 1961
Included observations: 15

Covariance	Y	X1	X2	X3	X4	X5	X6
Y	18.66667						
X1	18.26667	18.66667					
X2	18.33333	18.60000	18.66667				
X3	9.333333	11.40000	10.80000	18.66667			
X4	4.466667	4.400000	4.466667	-6.933333	18.66667		
X5	18.13333	18.60000	18.53333	11.86667	4.533333	18.66667	
X6	18.13333	18.60000	18.53333	11.86667	4.533333	18.66667	18.66667

Correlation	Y	X1	X2	X3	X4	X5	X6
Y	1.000000						
X1	0.978571	1.000000					
X2	0.982143	0.996429	1.000000				
X3	0.500000	0.610714	0.578571	1.000000			
X4	0.239286	0.235714	0.239286	-0.371429	1.000000		
X5	0.971429	0.996429	0.992857	0.635714	0.242857	1.000000	
X6	0.971429	0.996429	0.992857	0.635714	0.242857	1.000000	1.000000

t-Statistic	Y	X1	X2	X3	X4	X5	X6
Y	-----						
X1	17.13530	-----					
X2	18.82231	42.54710	-----				
X3	2.081666	2.780778	2.557611	-----			
X4	0.888571	0.874522	0.888571	-1.442391	-----		
X5	14.75795	42.54710	30.00436	2.969333	0.902658	-----	
X6	14.75795	42.54710	30.00436	2.969333	0.902658	NA	-----

Probability	Y	X1	X2	X3	X4	X5	X6
Y	-----						
X1	0.0000	-----					
X2	0.0000	0.0000	-----				
X3	0.0577	0.0156	0.0238	-----			
X4	0.3904	0.3977	0.3904	0.1728	-----		
X5	0.0000	0.0000	0.0000	0.0109	0.3831	-----	
X6	0.0000	0.0000	0.0000	0.0109	0.3831	NA	-----

النتائج اعلاه توضح بأنه يوجد هناك مشكلة عدم تجانس التباين الـ Hetero للمتغيرات x_1, x_2, x_5, x_6 فقط وذلك بأن لها قيمة تباين مرتفع و قيمة أرتباط مرتفعة و قيمة (t) المحتسبة عالية أيضاً ، بالاضافة الى قيم (p) المعنوية. لاسيما عند مقارنتها مع قيم x_3 , x_4 على التوالي.

٣-٢-٢ أختبار بريوش - بيكن Breusch-Pagan LM (Lagrange Multiplier)

هو احد الاختبارات المستخدمة لتشخيص وجود مشكلة الــ Hetero في نموذج الانحدار الخطي. و هو يختبر هل ان التباين المقدر للبواقي من الانحدار يعتمد على قيم المتغيرات المستقلة للنموذج؟ لاحتساب هذا الاختبار في البرنامج EViews نتبع الخطوات التالية :

أ) نقوم بتقدير معادلة الانحدار الخطي بطريقة ols من خلال كتابة الصيغة التالية في الشريط العام command

ls y c x_1 x_2 x_3 ....x_n

ب) الحصول على البواقي للنموذج المقدر من خلال كتابة التالي في الشريط العام command

genr ut=resid

حيث أن : ut = رمز معين نحن نحدده و resid = البواقي

ج) الحصول على مربع البواقي (resid) من خلال كتابة التالي في الشريط العام command

genr utsq=ut^2

د) نقوم بتقدير معادلة انحدار جديدة يكون فيها مربع البواقي (utsq) متغير تابع و المتغيرات المستقلة الاصلية هي متغيرات مستقلة ايضاً.

ه) بعدها نحصل على مضاعف لاكرانج LM وفق الصيغة التالية ($LM= n*R^2$) حيث ان n هو عدد المشاهدات و R^2 هو معامل التحديد للنموذج المقدر الثاني وليس الاصلي.

و) أخيرا نقارن قيمة LM المحتسبة مع الجدولية لتحديد وجود مشلكلة الــHetero أم لا.

الطريقة الاخرى لتحديد وجود مشلكلة الــHetero أم لا من خلال مقارنة قيمة LM المحتسبة مع قيمة chi-square critical value ، فأذا كانت قيمة LM أكبر من chi-square critical value نستنتج وجود مشكلة الــ Hetero.

للحصول على قيمة chi-square critical value نكتب التالي في الشريط العام command مباشرة بعد تقدير النموذج الثاني و يكون وفق الصيغة التالية:

genr chi=@qchisq(.95,1)

أذا كان أختبار F معنوي أحصائياً ، أي أن المتغيرات المستقلة معنوية ، عندها نستطيع رفض الفرضية بعدم وجود مشكلة عدم التجانس. أي بعبارو أخرى ، يوجد مشكلة عدم التجانس في النموذج المقدر.

٣-٢-٣ أختبار كليسجر Glesjer LM Test

لغرض أحتساب هذا الاختبار في البرنامج EViews نتبع الخطوات التالية :

- نقوم بتقدير معادلة الانحدار الخطي بطريقة ols من خلال كتابة التالي في الشريط العام command

ls y c x_1 x_2 x_3 ……….x_n

- الحصول على البواقي للنموذج المقدر من خلال كتابة التالي في الشر يط العام command

genr ut=resid

حيث أن : ut = رمز معين نحن نحدده و resid = البواقي

- احتساب القيم المطلقة للبواقي من خلال كتابة التالي في الشريط العام command

genr absut=abs(ut)

حيث ان الرمز abs يشير الى القيم المطلقة لبيانات السلسلة الزمنية

- نقوم بتقدير معادلة انحدار جديدة تكون فيها القيم المطلقة للبواقي (absut) متغير تابع و المتغيرات المستقلة الاصلية هي متغيرات مستقلة ايضا.
- بعدها نحصل على مضاعف لاكرانج LM وفق الصيغة التالية ($LM= n*R^2$) حيث ان nهو عدد المشاهدات و R^2 هو معامل التحديد للنموذج المقدر الثاني وليس الاصلي.
- اخيرا نقارن قيمة LM المحتسبة مع الجدولية لتحديد وجود مشلكلة الــHetero أم لا.

للسهولة يمكن تحديد وجود مشكلة الــ Hetero ام لا من خلال النظر الى قيمة $p-$ value للمتغيرات المستقلة أي بمعنى هل أنها معنوية أم لا. فأذا كانت معنوية فهذا يعني وجود مشكلة الــ Hetero. اما الطريقة الاخرى لتحديد وجود مشكلة الــHetero أم لا, تكون من خلال مقارنة LM مع قيمة chi-square critical value ، فأذا كانت قيمة LM اكبر من chi-square critical value نستنتج وجود مشكلة الــHetero.

٣-٢-٤ أختبار هارفي-كودفري Harvey-Godfrey Test

لغرض أحتساب هذا الاختبار في البرنامج EViews نتبع الخطوات التالية :

- ✓ نقوم بتقدير معادلة الانحدار الخطي بطريقة ols من خلال كتابة التالي في الشريط العام command

ls y c x_1 x_2 x_3 ……….x_n

✓ الحصول على البواقي للنموذج المقدر من خلال كتابة التالي في الشريط العام command

genr ut=resid

حيث أن : ut = رمز معين نحن نحدده و resid = البواقي

✓ الحصول على مربع البواقي (resid) من خلال كتابة التالي في الشريط العام command

genr utsq=ut^2

✓ نقوم بتقدير معادلة انحدار جديدة يكون فيها القيم اللوغارتيمة لمربع البواقي log (utsq) متغير تابع أما المتغيرات المستقلة فهي المتغيرات الاصلية نفسها. ويمكن كتابتها في الحقل command وفق الصيغة التالية :

ls log(utsq) c x_1 x_2 x_3………. x_n

✓ أخيرا نقارن قيمة LM المحتسبة مع الجدولية لتحديد وجود مشكلة الــHetero أم لا.

✓ عندما تكون قيمة LM المحتسبة أكبر من الجدولية نستنتج بأنه يوجد مشكلة الــHetero.

للسهولة يمكن تحديد وجود مشلكلة الــHetero أم لا من خلال النظر الى قيمة p – value للمتغيرات المستقلة ، أي بمعنى هل أنها معنوية أم لا. فأذا كانت قيمة P أقل من مستوى المعنوية عند مستوى ٥% فهذا يعني وجود مشلكلة الــ Hetero.

الطريقة الاخرى لتحديد وجود مشكلة الــ Hetero أم لا، تكون من خلال مقارنة LM مع قيمة chi-square critical value ، فأذا كانت قيمة LM اكبر من chi-square critical value نستنتج وجود مشكلة الــ Hetero.

٣-٢-٥ أختبار بارك Park LM Test

لغرض أحتساب هذا الاختبار في البرنامج EViews نتبع الخطوات التالية :

أ) نقوم بتقدير معادلة الانحدار الخطي بطريقة ols من خلال كتابة التالي في الشريط العام command

ls y c x_1 x_2 x_3 ....x_n

ب) الحصول على البواقي للنموذج المقدر من خلال كتابة التالي في الشريط العام command

genr ut=resid

حيث أن : ut = رمز معين نحن نحدده و resid = البواقي

ج) الحصول على مربع البواقي (resid) من خلال كتابة التالي في الشريط العام command

genr utsq=ut^2

د) نقوم بتقدير معادلة أنحدار جديدة يكون فيها القيم اللوغارتيمة لمربع البواقي log (utsq) متغير تابع و اللوغارتيم للمتغيرات المستقلة الاصلية هي متغيرات مستقلة أيضاً. ويمكن كتابتها في الشريط العام command وفق الصيغة التالية :

ls log(utsq) c log(x_1) log(x_2) log(x_3)...................log(x_n)

ه) أخيراً نقارن قيمة LM المحتسبة مع الجدولية لتحديد وجود مشلكلة الــHetero أم لا.

للسهولة يمكن تحديد وجود مشلكلة الــHetero أم لا من خلال النظر الى قيمة $p-$ value للمتغيرات المستقلة، أي بمعنى هل انها معنوية أم لا. فأذا كانت معنوية فهذا يعني وجود مشلكلة

الــHetero. الطريقة الاخرى لتحديد وجود مشكلة الــHetero أم لا، تكون من خلال مقارنة LM مع قيمة chi-square critical value ، فأذا كانت قيمة LM اكبر من chi-square critical value نستنتج وجود مشكلة الــHetero.

٣-٢-٦ أختبار كولدفيلد – كوانت Goldfeld-Quandt Test

لغرض تقدير هذا الاخبار في البرنامج EViews نتبع الخطوات التالية :

- نقوم بترتيب قيم المتغير المستقل تصاعدياً من خلال فتح السلسلة الزمنية للمتغير أو/ و المتغيرات و بعده نختار من شريط المهام الايعاز sort و من ثم نختار الامر **ascending أي ترتيب البيانات تصاعدياً** و بعدها أضغط على ok، حيث نجد أن البيانات قد ترتبت تصاعدياً ، و ثم تخزين البيانات الجديدة في نفس ورقة العمل، و كما موضح بالشكل (٣-٦).
- نقوم بشطر السلسلة الى شطرين الاول يحتوي على القيم الكبيرة للسلسلة و الثاني يحتوي على القيم الصغيرة لنفس السلسلة بعد طرح القيم المركزية او الوسطية. نتبع القانون التالي لتحديد عدد المشاهدات الوسطية التي يجب ان تحذف من السلسلة [(n-c)/2] حيث ان n هو عدد المشاهدات و c يمثل سدس ٦\١ حجم السلسلة. على سبيل المثال اذا كان لدينا ٣٠ مشاهدة للسلسلة المعنية نقوم بحدف المشاهدات الاربعة الوسطية. وبالتالي فان حجم العينة الاولى و الثانية سيكون ١٣ مشاهدة لكل واحد منها. لتطبيق هذا في البرنامج EViews نتبع الخطوات التالية :

أ- في الشريط العام command نكتب الخطوات التالية : Smpl **1 13**

ب- نقوم بتقدير النموذج الاول ونكتب في command التالي ls y c x

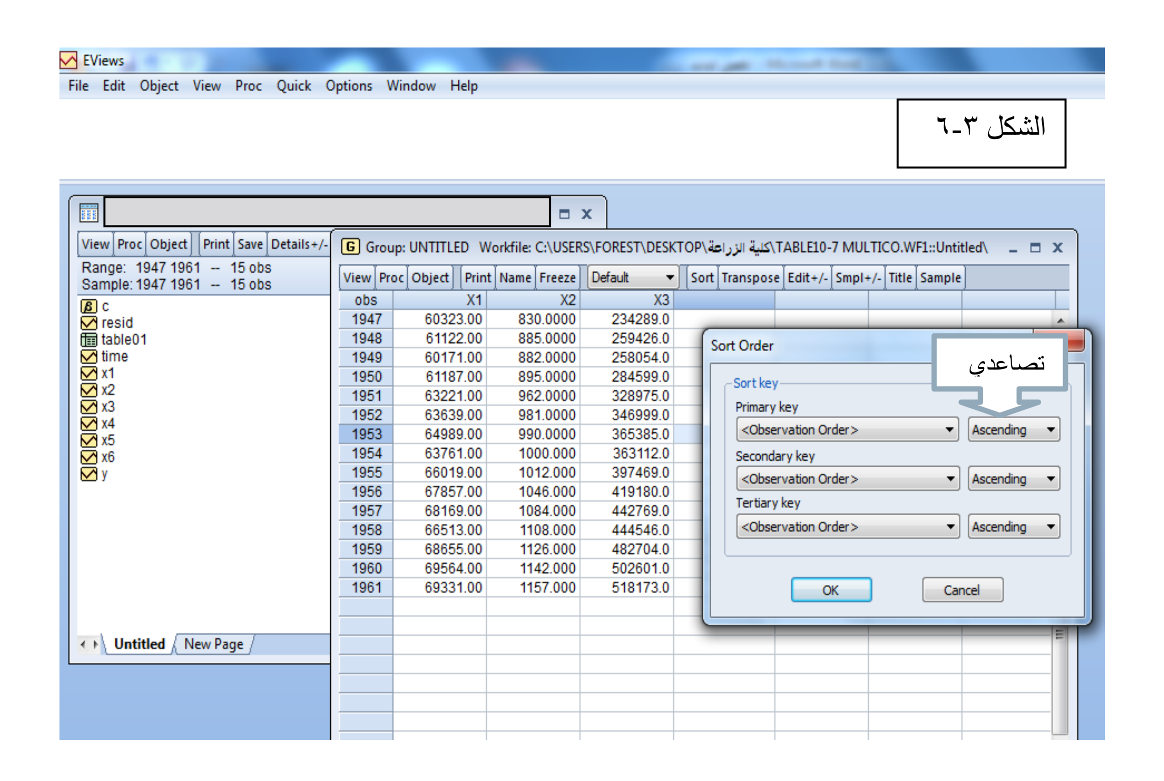
ج- نحسب مجموع مربع البواقي من خلال كتابة التالي في command

scalar rss1=@ssr

د- نقدر النموذج الثاني وبنفس الطريقة مع ملاحظة أختلاف الارقام Smpl **18 30**

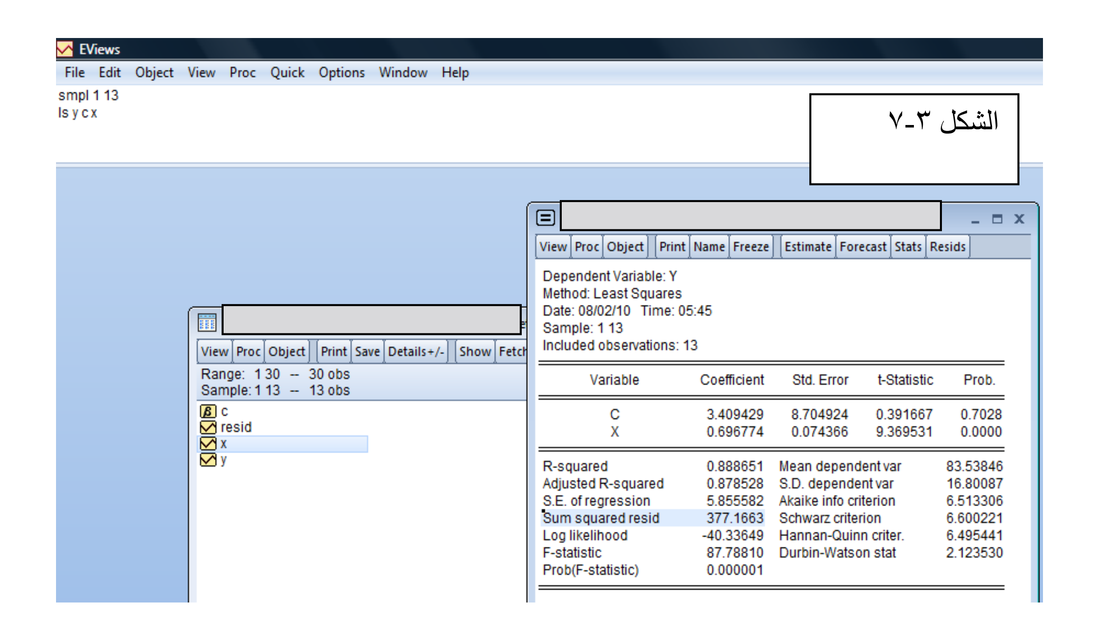
Ls y c x

Scalar rss2 =@ssr



الشكل ٣-٦

نتائج النموذجين موضحة في الشكلين (٣-٧) و (٣-٨) و كما يلي :

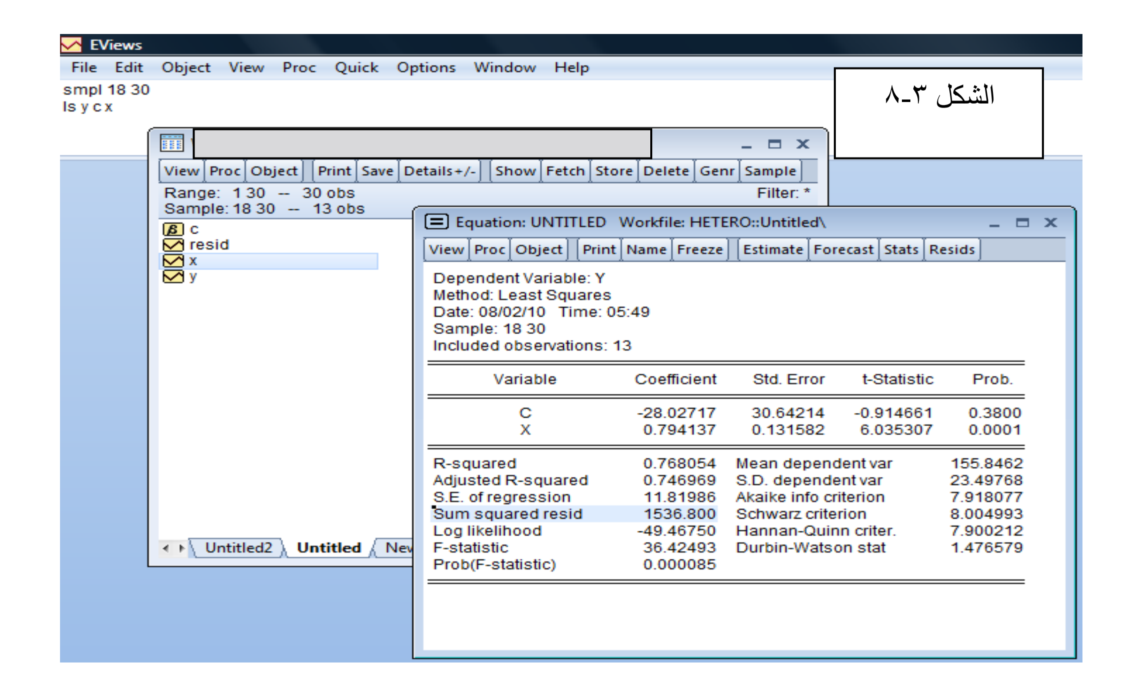


Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 08/02/10 Time: 05:45
Sample: 1 13
Included observations: 13

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.409429	8.704924	0.391667	0.7028
X	0.696774	0.074366	9.369531	0.0000

R-squared	0.888651	Mean dependent var	83.53846
Adjusted R-squared	0.878528	S.D. dependent var	16.80087
S.E. of regression	5.855582	Akaike info criterion	6.513306
Sum squared resid	377.1663	Schwarz criterion	6.600221
Log likelihood	-40.33649	Hannan-Quinn criter.	6.495441
F-statistic	87.78810	Durbin-Watson stat	2.123530
Prob(F-statistic)	0.000001		

الشكل ٣-٧



Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 08/02/10 Time: 05:49
Sample: 18 30
Included observations: 13

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-28.02717	30.64214	-0.914661	0.3800
X	0.794137	0.131582	6.035307	0.0001

R-squared	0.768054	Mean dependent var	155.8462
Adjusted R-squared	0.746969	S.D. dependent var	23.49768
S.E. of regression	11.81986	Akaike info criterion	7.918077
Sum squared resid	1536.800	Schwarz criterion	8.004993
Log likelihood	-49.46750	Hannan-Quinn criter.	7.900212
F-statistic	36.42493	Durbin-Watson stat	1.476579
Prob(F-statistic)	0.000085		

الشكل ٣-٨

ملاحظة مهمة:

في حالة الترتيب التنازلي descending نقسم RSS1\RSS2 أما في حالة الترتيب التصاعدي فيكون العكس أي RSS2\RSS1 للحصول على قيمة F المحتسبة لغرض مقارنتها مع قيمة F الجدولية لتحديد وجود مشكلة الـHetero أم لا. وطالما أن قيمة F المحتسبة أكبر من الجدولية حسب النتائج أعلاه ، يعني وجود مشكلة الـHetero .

نحصل على قيمة F المحتسبة من خلال كتابة التالي في الشريط العام command

genr F_GQ=RSS2/RSS1

بعد كتابة هذه الصيغة سوف نحصل على قيمة F المحتسبة و التي تساوي (٤.٠٧). و أن قيمة F الجدولية يمكن الحصول عليها من خلال كتابة الصيغة التالية في الشريط العام command

genr **F_crit=@qfdist(.95,13,13)**

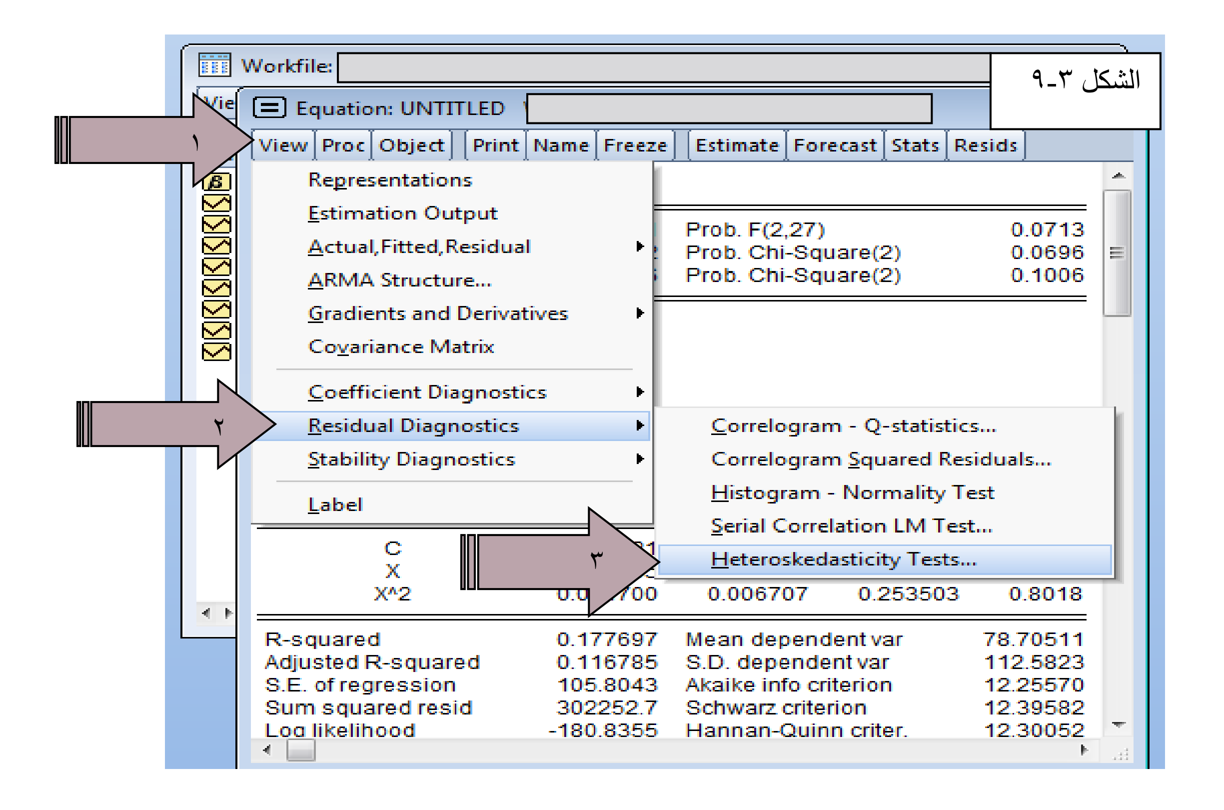
أن الرقم (١٣) في الصيغة أعلاه يشير الى عدد المشاهدات الداخلة في التحليل وهي غير ثابتة وأنما تتغير حسب حجم العينة او النموذج المقدر. بعد كتابة هذه الصيغة سوف نحصل على قيمة F الجدولية و التي تساوي (٢.٥٧).

و أخيراً طلما أن قيمة F المحتسبة أكبر من الجدولية نرفض فرضية العدم والتي تنص على عدم وجود مشكلة. ونقبل الفرض البديل الذي ينص على وجود مشكلة عدم تجانس التباين في النمموذج المقدر.

٣-٢-٧ The White Test

لغرض أجراء هذا الاختبار بأستخدام البرنامج EViews نتبع الخطوات التالية :

أ- نقدر معادلة الانحدار بطريقة ols ، وبعدها أختار من قائمة view الايعاز التالي Residual Diagnostics/Heteroskedasticity Tests.... ، و كما موضح بالشكل (٣-٩).



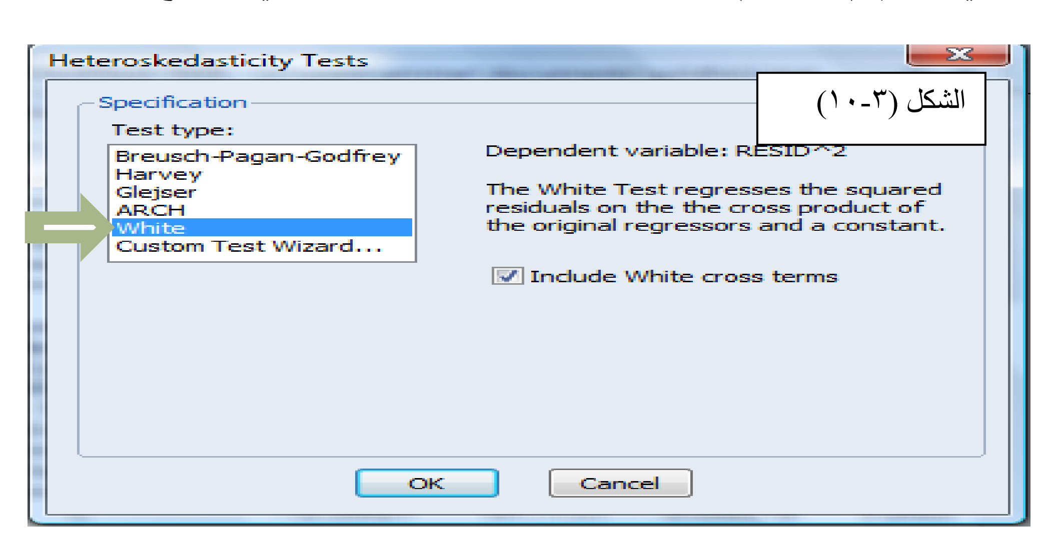
الشكل ٣-٩

ب- بعدها سوف يظهر لك مربع حوار كما في الشكل (٣-١٠) ادناه، وعليك أختيار الايعاز White ثم ok ، النتائج سوف تظهر كما في الشكل (٣-١١).

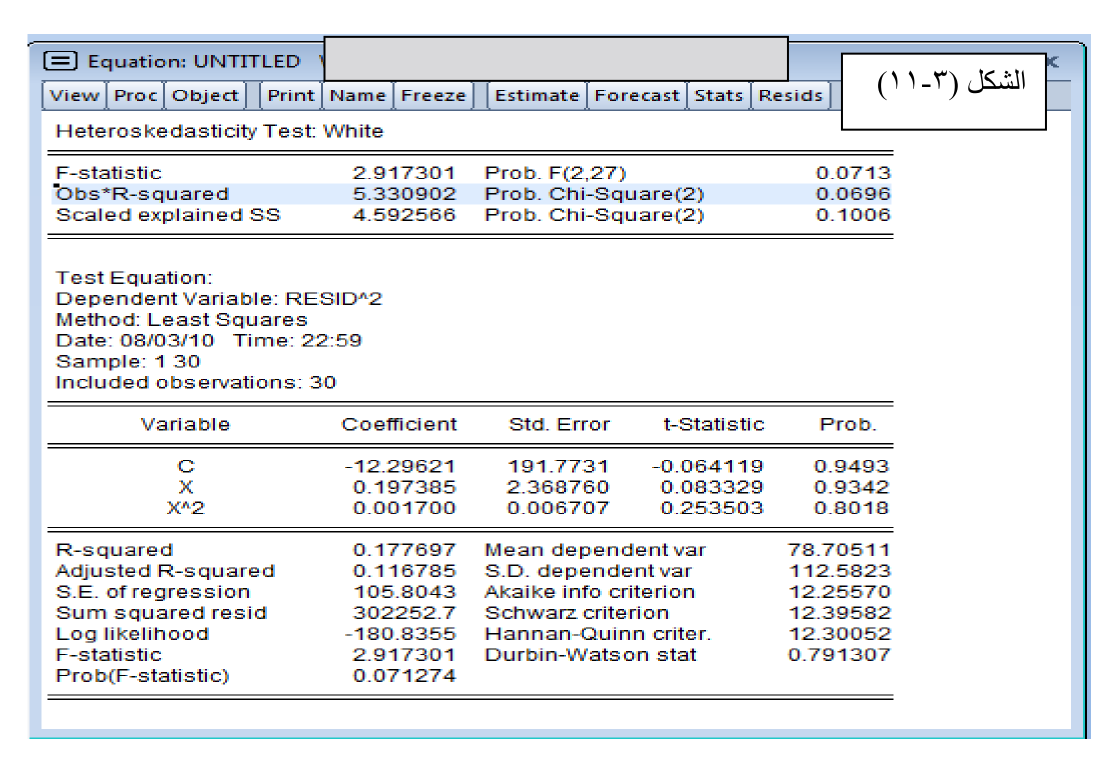
ج- من الشكل (٣-١١) نلاحظ ان $LM= n^* R^2$ والذي هو نفسه الرمز Obs*R-squared و

الذي يساوي (٥.٣٣٠٩٠٢٩) هو أكبر من القيمة الجدولية أو pro. Chi-Square (2)

و التي تساوي (٠.٠٦٩٦) ، و هذا يؤكد وجود مشكلة الـHetero في النموذج المقدر.



الشكل (٣-١٠)


الشكل (٣-١١)

Equation: UNTITLED

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	2.917301	Prob. F(2,27)	0.0713
Obs*R-squared	5.330902	Prob. Chi-Square(2)	0.0696
Scaled explained SS	4.592566	Prob. Chi-Square(2)	0.1006

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 08/03/10 Time: 22:59
Sample: 1 30
Included observations: 30

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-12.29621	191.7731	-0.064119	0.9493
X	0.197385	2.368760	0.083329	0.9342
X^2	0.001700	0.006707	0.253503	0.8018

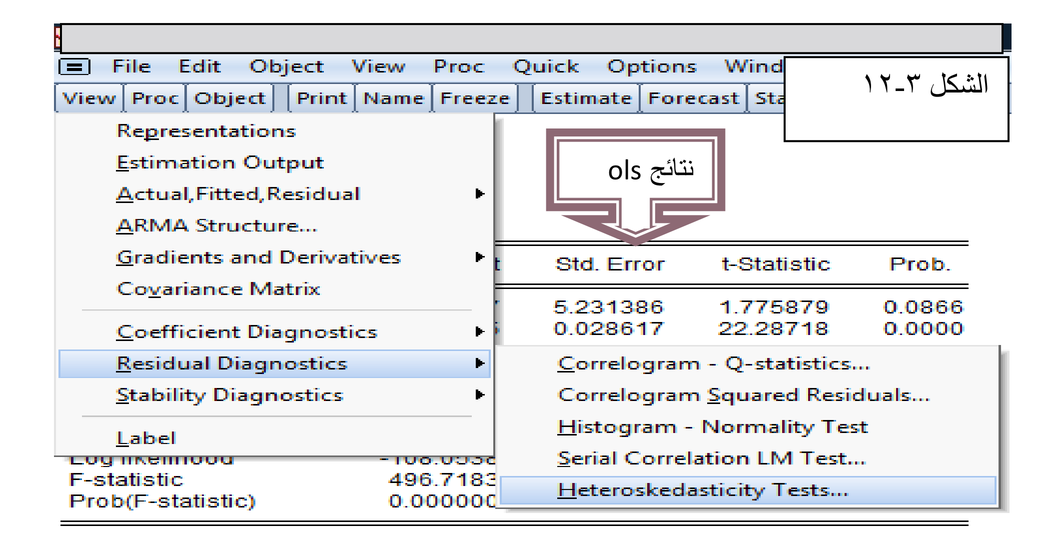
R-squared	0.177697	Mean dependent var	78.70511
Adjusted R-squared	0.116785	S.D. dependent var	112.5823
S.E. of regression	105.8043	Akaike info criterion	12.25570
Sum squared resid	302252.7	Schwarz criterion	12.39582
Log likelihood	-180.8355	Hannan-Quinn criter.	12.30052
F-statistic	2.917301	Durbin-Watson stat	0.791307
Prob(F-statistic)	0.071274		

٣-٢-٨

Engle's ARCH (Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) LM Test

لغرض أجراء هذا الاختبار في البرنامج EViews نتبع الخطوات التالية :

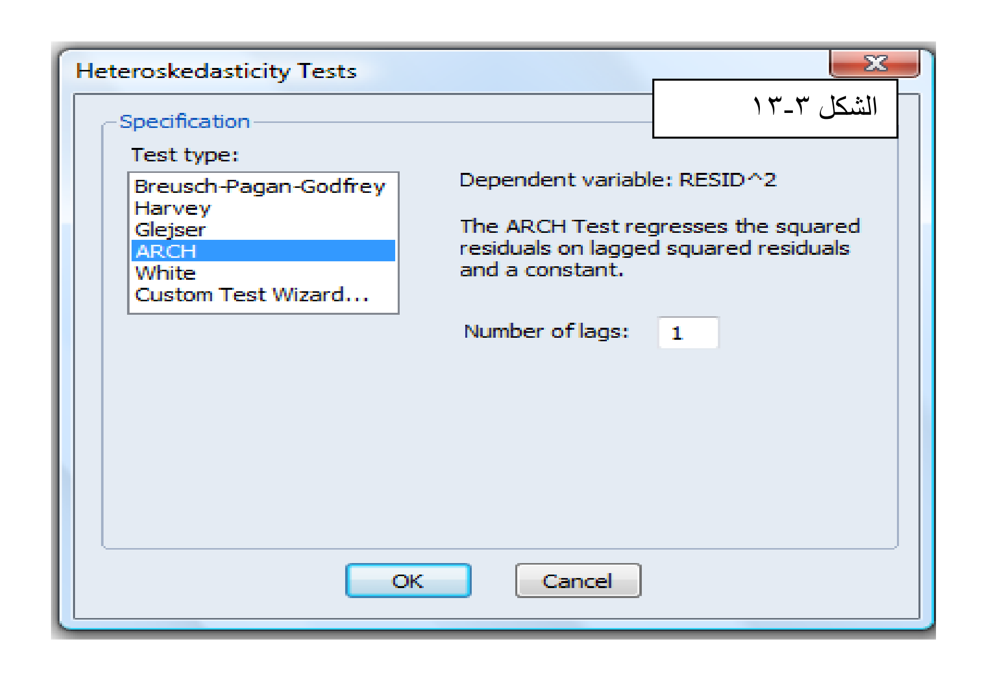
أ- نقدر معادلة الانحدار بطريقة ols وبعدها أختار من القائمة view الايعاز التالي Residual Diagnostics/Heteroskedasticity Tests.... و كما موضح بالشكل (٣-١٢).



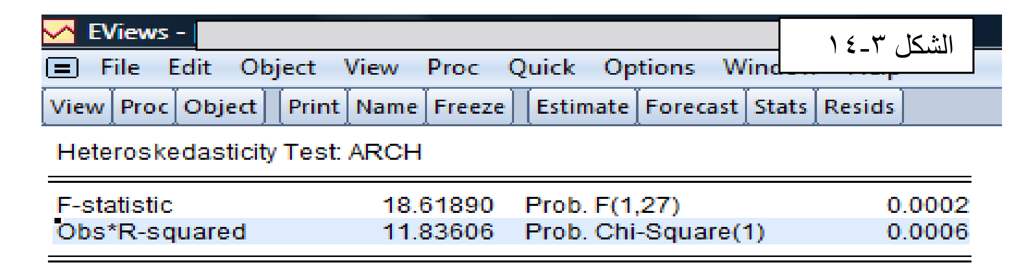
الشكل ٣-١٢

ب- بعدها سوف يظهر لك مربع حوار كما في الشكل (٣-١٣)، وعليك أختيار الامر **ARCH ثم تحديد عدد فترات التخلف الزمني ، ثم ok** ، النتائج المرغوبة سوف تظهر كما في الشكل (٣-١٤).

ج- من النتائج في الجدول (٣-١٤) نلاحظ وجود مشكلة الـــHetero لان قيمة LM معنوية بالاضافة الى ان قيمة t المحتسبة لمربع البواقي المتخلفة لفترة زمنية واحدة هي معنوية ايضاً.



الشكل ٣-١٣



الشكل ٣-١٤

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	18.61890	Prob. F(1,27)	0.0002
Obs*R-squared	11.83606	Prob. Chi-Square(1)	0.0006

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 08/04/10 Time: 05:44
Sample (adjusted): 2 30
Included observations: 29 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	28.90063	20.45841	1.412653	0.1692
RESID^2(-1)	0.766354	0.177604	4.314962	0.0002

R-squared	0.408140	Mean dependent var	80.44567
Adjusted R-squared	0.386219	S.D. dependent var	114.1635
S.E. of regression	89.44046	Akaike info criterion	11.89150
Sum squared resid	215989.1	Schwarz criterion	11.98579
Log likelihood	-170.4267	Hannan-Quinn criter.	11.92103
F-statistic	18.61890	Durbin-Watson stat	1.511593
Prob(F-statistic)	0.000191		

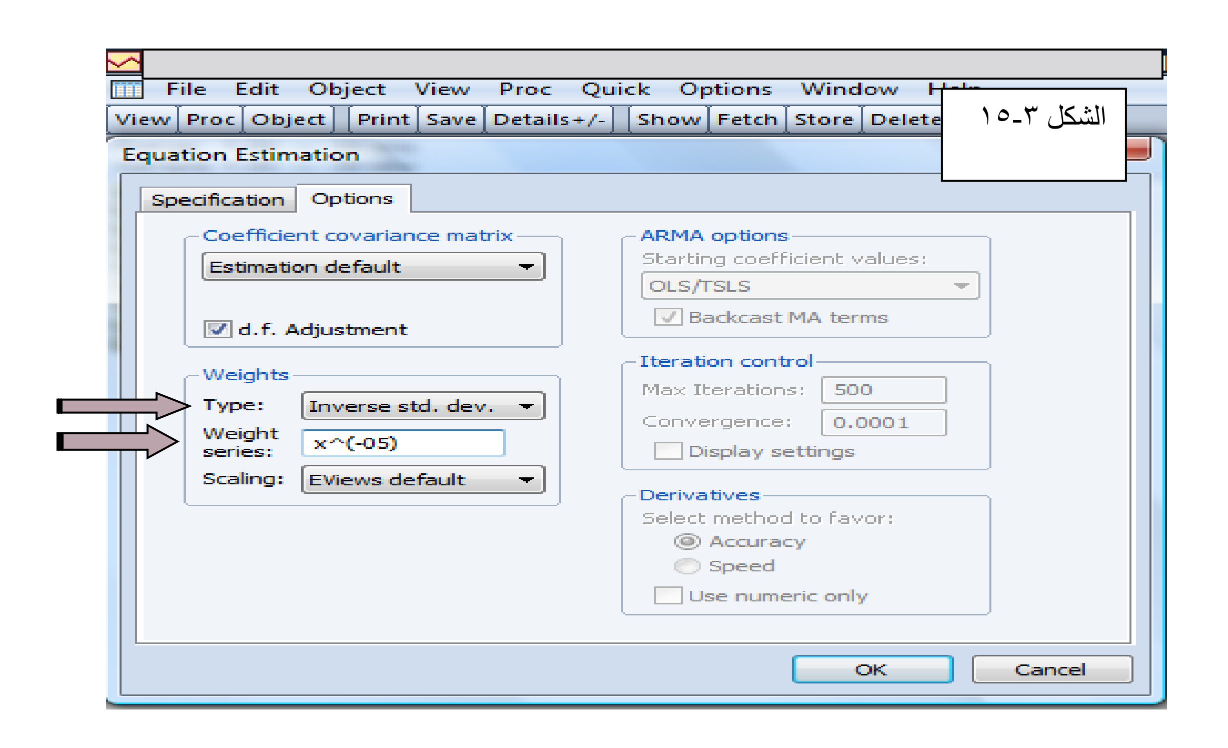
٣-٣ معالجة مشكلة عدم تجانس التباين

هناك طرق مختلفة لمعالجة مشكلة عدم تجانس التباين منها مايلي :

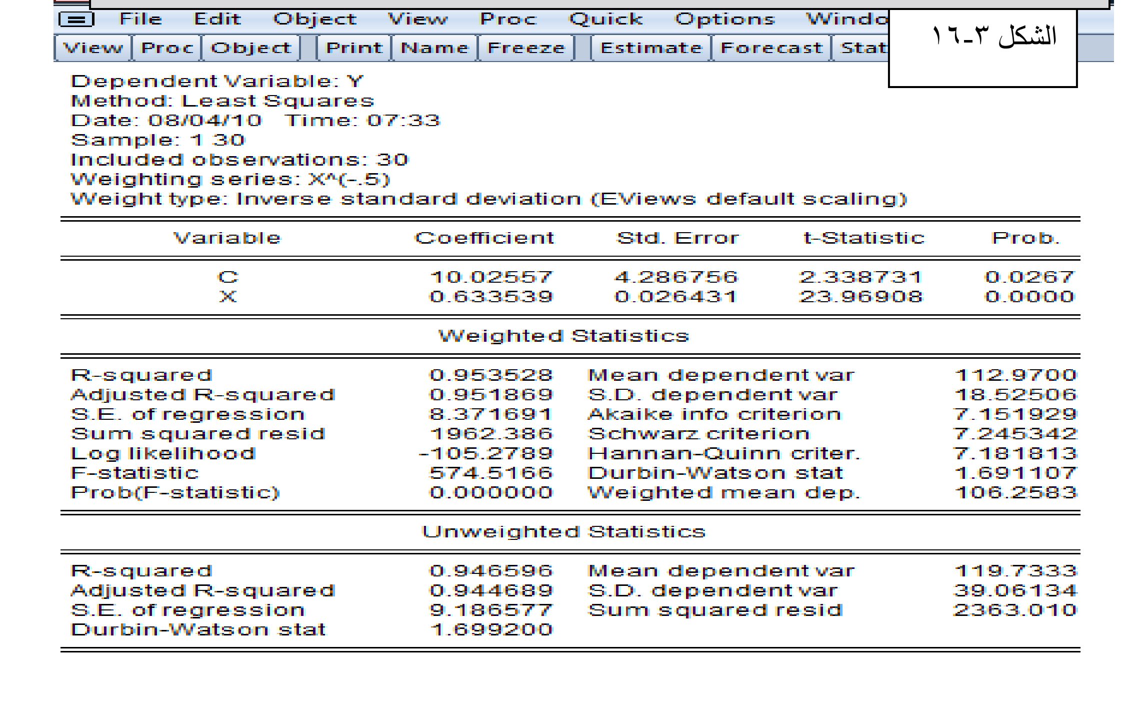
٣-٣-١ **تحويل البيانات:** نقوم بتحويل البيانات بطريقة تجعل تباين الخطأ متجانس أو متساوي. لغرض القيام بهذه العملية نحتاج أن نعرف أولا من هو المتغير المستقل المسؤول عن حدوث مشكلة عدم تجانس التباين. بعد تحديد هذا المتغير، نقوم بقسمة البيانات الاصلية على الجذر التربيعي للمتغير المسؤول عن وجود المشكلة. بعدها نقدر النموذج بطريقة ols للبيانات المحولة، وتسمى هذه الطريقة بطريقة المربعات الصغرى الموزونة Weighted Least Squares .

البرنامج EViews يساعدنا على اجراء هذه الخطوات بسهولة وكما يلي :

- نختار من الايعاز Quick الموجود في شريط المهام الامرEstimate Equation بعدها سيظهر مربع حوار لغرض أدخال المتغيرات المستقلة و المتغير التابع. من نفس مربع الحوار أضغط على الامر option ، ستظهر لك مربع حوار جديد.
- من مربع الحوار الجديد أختار الحقل Weights ثم أختار الامر Inverse std. dev.
- في الحقل weighted series أكتب الصيغة التالية **x^(-.5)** والتي تعني الجذر التربيعي للمتغير المستقل المسؤول عن المشكلة وكما موضح في الشكل (٣-١٥).
- بعدها و من نفس الشكل (٣-١٥) أضغط على الامر specification للعودة الى النافذة الرئيسية لتقدير معادلة الانحدار لكي نكتب فيها معادلة الانحدار الخطي المطلوب تقديرها. و من ثم أضغط على ok ، ستظهر النتائج كما في الشكل (٣-١٦).



الشكل ٣-١٥



Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 08/04/10 Time: 07:33
Sample: 1 30
Included observations: 30
Weighting series: X^(-.5)
Weight type: Inverse standard deviation (EViews default scaling)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	10.02557	4.286756	2.338731	0.0267
X	0.633539	0.026431	23.96908	0.0000

Weighted Statistics

R-squared	0.953528	Mean dependent var	112.9700
Adjusted R-squared	0.951869	S.D. dependent var	18.52506
S.E. of regression	8.371691	Akaike info criterion	7.151929
Sum squared resid	1962.386	Schwarz criterion	7.245342
Log likelihood	-105.2789	Hannan-Quinn criter.	7.181813
F-statistic	574.5166	Durbin-Watson stat	1.691107
Prob(F-statistic)	0.000000	Weighted mean dep.	106.2583

Unweighted Statistics

R-squared	0.946596	Mean dependent var	119.7333
Adjusted R-squared	0.944689	S.D. dependent var	39.06134
S.E. of regression	9.186577	Sum squared resid	2363.010
Durbin-Watson stat	1.699200		

الشكل ٣-١٦

٣-٣-٢ طريقة White's Method

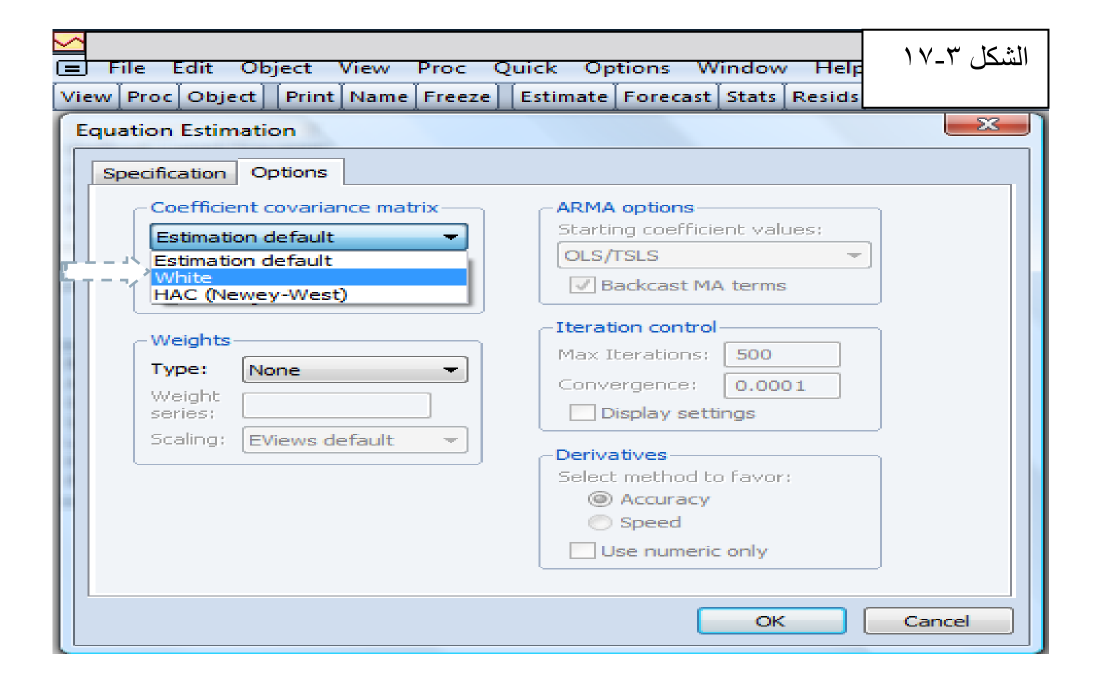
و تسمى أيضا

White’s Heteroskedasticity-corrected variances and standard errors

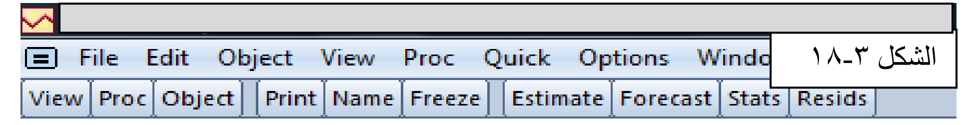
أو White’s method نسبة الى صاحب هذه الطريقة White Halbert (1980)

يمكن تطبيق هذه الطريقة بأستخدام البرنامج EViews وفق الخطوات التالية :

➢ أذهب الى Quick\Estimate Equation ومن ثم أختار option سيظهر لك مربع حوار جديد ، من الحقل coefficients covariance matrix أختار الامر White كما موضح بالشكل (٣-١٧). بعدها ok ستظهر لك النتائج كما في الشكل (٣-١٨).



الشكل ٣-١٧



الشكل ٣-١٨

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 08/04/10 Time: 07:37
Sample: 1 30
Included observations: 30
White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	9.290307	4.437830	2.093435	0.0455
X	0.637785	0.029828	21.38183	0.0000

R-squared	0.946638	Mean dependent var	119.7333
Adjusted R-squared	0.944732	S.D. dependent var	39.06134
S.E. of regression	9.182968	Akaike info criterion	7.336918
Sum squared resid	2361.153	Schwarz criterion	7.430332
Log likelihood	-108.0538	Hannan-Quinn criter.	7.366802
F-statistic	496.7183	Durbin-Watson stat	1.702261
Prob(F-statistic)	0.000000		

الفصل الرابع

مشكلة الارتباط الذاتي Autocorrelation

١- أختبار داربن-واتسن **Durbin-Watson Test (DW)**

٢- أختبار بريوش-كودفري **The Breusch-Godfrey LM Test for Serial Correlation**

٣- أختبار داربن h **Durbin's h Test**

٤- طرق معالجة مشكلة الارتباط الذاتي

✓ طريقة كاكرن- أوركت التكرارية **Cochrane-Orcutt Iterative Procedure**

✓ طريقة هيلدرث – لو **Hildreth-Lu Search Procedure**

✓ طريقة نيوي-ويست لتصحيح الاخطاء المعيارية لطريقة المربعات الصغرى

الفصل الرابع

مشكلة الارتباط الذاتي Autocorrelation

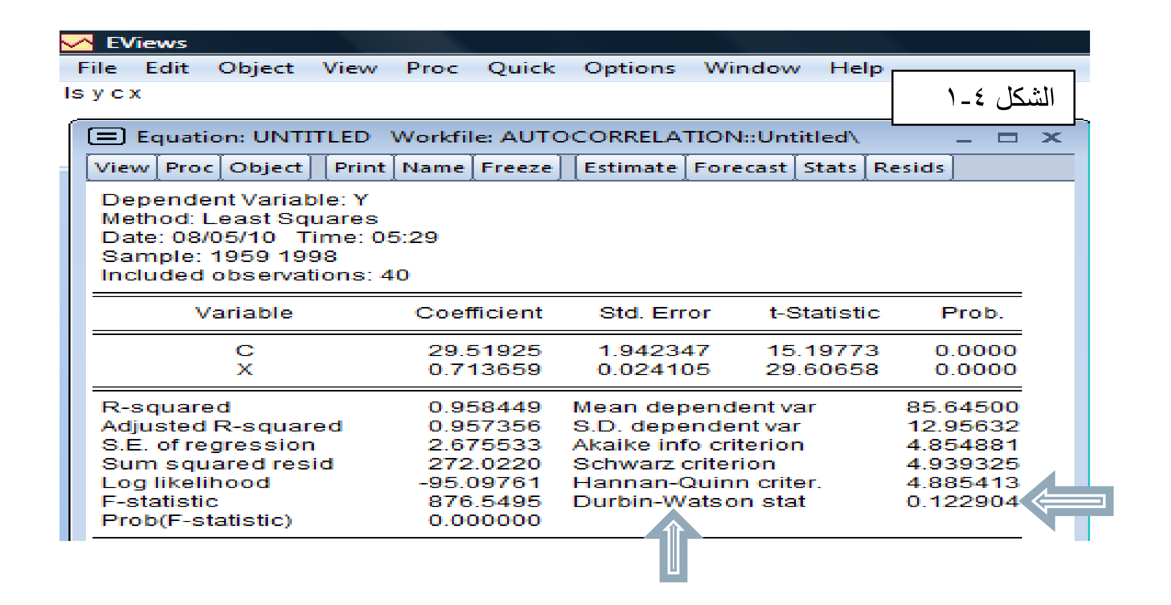
مشكلة الارتباط الذاتي ممكن أن تكون موجودة في اي نموذج مقدر بطريقة ols أذا كانت قيمة المتغير العشوائي في السنة الحالية مساوي لقيمته في السنة السابقة و السنة اللاحقة. يوجد هناك طرق مختلفة لتشخيص أو تحديد وجود مشكلة الارتباط الذاتي منها ما يلي :

٤-١ أختبار دارين-واتسن Durbin-Watson Test (DW)

وهو من الاختبارات الاحصائية المستخدمة بشكل واسع في تشخيص وجود مشكلة الارتباط الذاتي، أن أستخدام هذا الاختبار يتطلب توفر الشروط التالية في النموذج المقدر.

* النموذج المقدر يحتوي على الحد الثابت.
* الارتباط الذاتي يفترض أن يكون من المرتبة الاولى فقط.
* نموذج الانحدار لا يتضمن قيم متخلفة زمنيا للمتغير التابع كمتغير مستقل.

لأستخدام اختبار DW بشكل بسيط نحتاج الى تقدير نموذج الانحدار الخطي، و أن النتائج المتحصل عليها من استخدام EViews تحتوي على اختبار DW ضمنياً. الجدول (٤-١) يعرض لنا نتائج تقدير نموذج الانحدار الخطي البسيط .



الشكل ٤-١

EViews

File Edit Object View Proc Quick Options Window Help

ls y c x

Equation: UNTITLED Workfile: AUTOCORRELATION::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 08/05/10 Time: 05:29
Sample: 1959 1998
Included observations: 40

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	29.51925	1.942347	15.19773	0.0000
X	0.713659	0.024105	29.60658	0.0000

R-squared	0.958449	Mean dependent var	85.64500
Adjusted R-squared	0.957356	S.D. dependent var	12.95632
S.E. of regression	2.675533	Akaike info criterion	4.854881
Sum squared resid	272.0220	Schwarz criterion	4.939325
Log likelihood	-95.09761	Hannan-Quinn criter.	4.885413
F-statistic	876.5495	Durbin-Watson stat	0.122904
Prob(F-statistic)	0.000000		

النتائج الموضحة في الشكل (٤-١) تشير الى أن قيمة DW الاحصائية أو المحتسبة تبلغ (٠.١٢٢٩٠٤) عند مقارنتها مع قيمة DW الجدولية والبالغة (d_L =١.٣٩١) و (d_U= 1.600) لـ ٤٠ مشاهدة و (k=2) ، نجد أن قيمة DW المحتسبة هي اقل من (d_L =١.٣٩١) وهذا يعطي مؤشر قوي على وجود أرتباط ذاتي موجب في النموذج المقدر. ولغرض التأكد نقوم برسم البواقي مرة مع الزمن و مرة أخرى مع البواقي المتخلفة زمنيا سنة واحدة و يكون ذلك من خلال أستخدام البرنامج EViews و كما يلي :

- ✓ بعد الحصول على النتائج لنموذج أنحدار مقدر و كما موضح بالشكل (٤-١) أكتب في الشريط العام command الصيغة التالية بهدف الحصول على البواقي :

Genr ut=resid

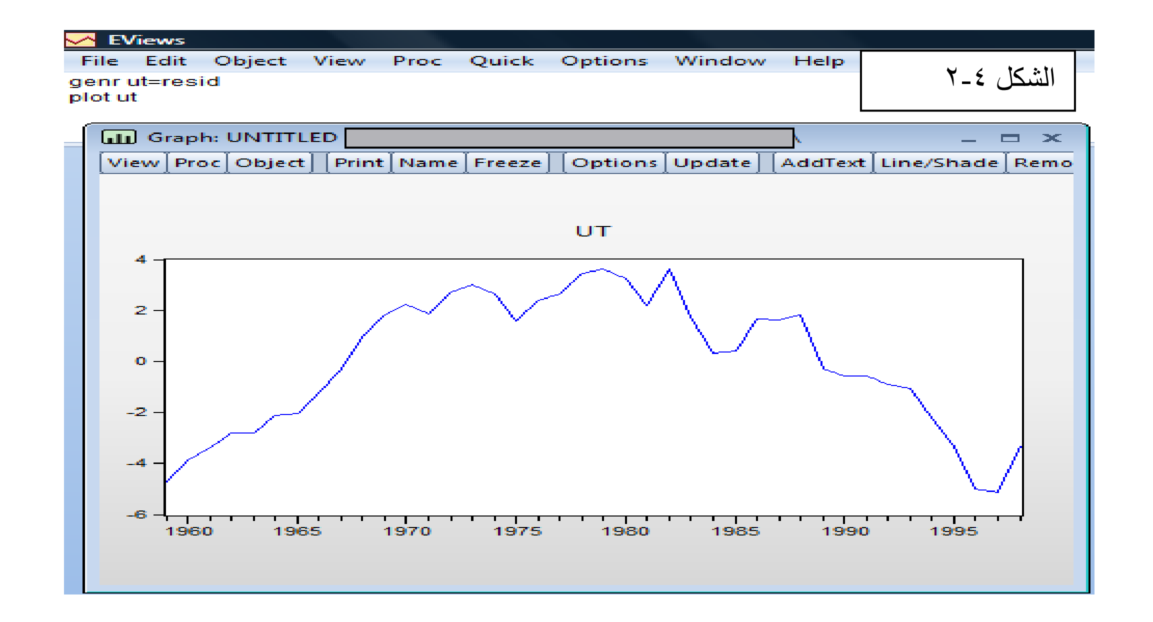
حيث أن : ut تشير الى سلسلة البواقي و هو رمز أفتراضي يمكن تغيره بأي رمز أخر

resid تشير الى البواقي للنموذج المقدر

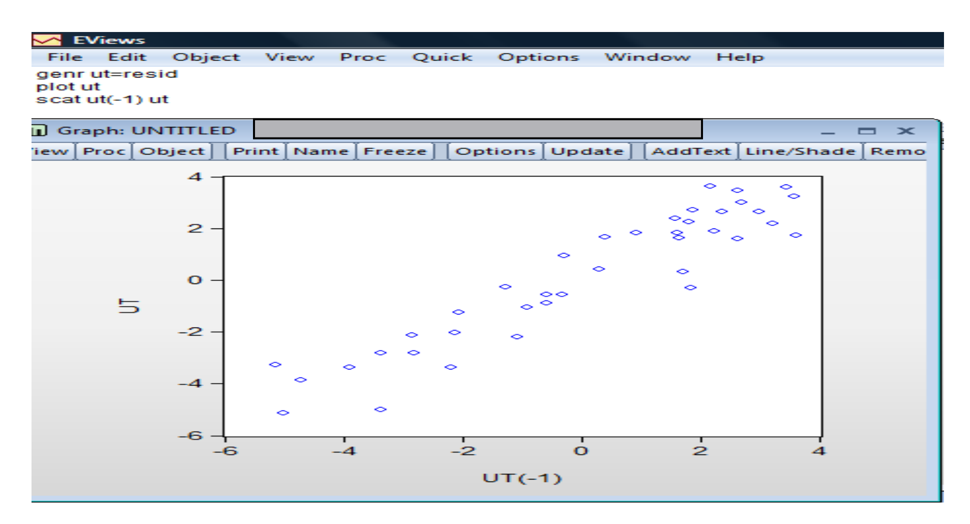
✓ لغرض رسم البواقي أكتب في الشريط العام command الصيغة التالية :

Plot **ut**

✓ بعد الضغط على enter من لوحة المفاتيح سنحصل على الشكل (٤-٢) و الذي يمثل البواقي.



الشكل ٤-٢



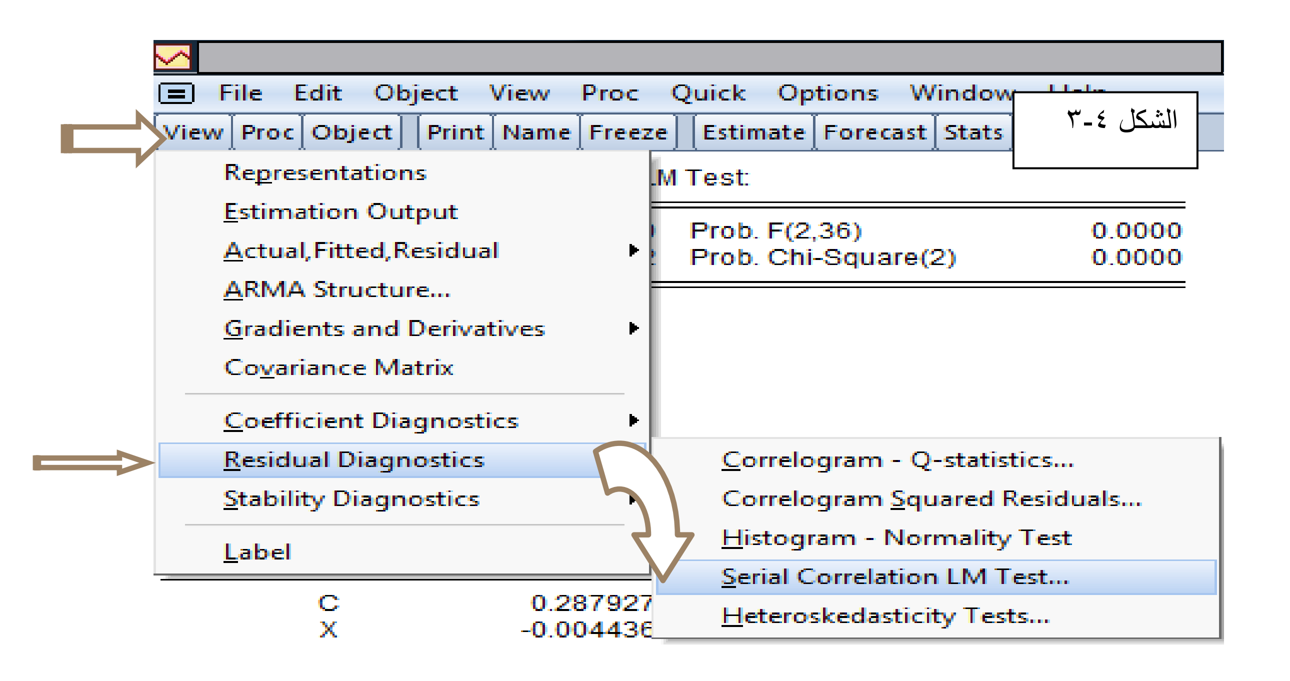
٤-٢ أختبار بريوش-كودفري The Breusch-Godfrey LM Test for Serial Correlation

بسبب العيوب التي يواجهها اختبار DW والمتمثلة في :

- انه قد يعطي نتائج غير حاسمة (منطقة عدم الحسم).
- لا يمكن أستخدام أختبار DW عندما يستخدم التخلف الزمني للمتغير التابع كأحد المتغيرات المستقلة.
- أن أختبار DW لا يستطيع أن يأخذ في الحساب الارتباط الذاتي من الدرجات العالية مثلا من الدرجة الثانية أو الثالثة وغيرها.

لهذه الاسباب أستطاع كل من **Breusch** و **Godfrey** بتطوير أختبار LM والذي يستطيع أن يلائم جميع الحالات أعلاه. البرنامج EViews يوفر لنا أمكانية أستخدام هذا الاختبار للكشف عن وجود مشكلة الارتباط الذاتي. و لأجراء هذا الاختبار نتبع الخطوات التالية :

* بعد تقدير النموذج المطلوب مباشرة نختار من القائمة view الايعاز Rsidual Diagnostics ، حيث نختار من القائمة الجديدة الامر Serial Correlation LM Test ، بعدها سيظهر مربع حوار يطلب تحديد عدد فترات التخلف الزمني، بعد تحديدها أضغط على ok كما موضحة ابلشكل (٤-٣). بعدها سوف تظهر لك النتائج كما في الشكل (٤-٤).



الشكل ٤-٤

File Edit Object View Proc Quick Options Window

View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	75.13900	Prob. F(2,36)	0.0000
Obs*R-squared	32.26962	Prob. Chi-Square(2)	0.0000

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 08/05/10 Time: 06:41
Sample: 1959 1998
Included observations: 40
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.287927	0.891660	0.322911	0.7486
X	-0.004436	0.011141	-0.398123	0.6929
RESID(-1)	1.002013	0.171943	5.827584	0.0000
RESID(-2)	-0.100851	0.183336	-0.550090	0.5857

R-squared	0.806740	Mean dependent var	-3.20E-15
Adjusted R-squared	0.790636	S.D. dependent var	2.641008
S.E. of regression	1.208429	Akaike info criterion	3.311159
Sum squared resid	52.57085	Schwarz criterion	3.480047
Log likelihood	-62.22319	Hannan-Quinn criter.	3.372224
F-statistic	50.09267	Durbin-Watson stat	1.534993
Prob(F-statistic)	0.000000		

❋ النتائج في الحقل الاول و المضللة كما في أعلاه تمثل قيم مضاعف لاكرانج LM و اختبار F و التي تشير الى انها معنوية وعالية جداً، وهذا يشير الى وجود مشكلة الارتباط الذاتي في

النموذج المقدر. أي بمعنى رفض فرضية العدم وقبول الفرض البديل. بالاضافة الى ذلك النتائج أعلاه تشير الى وجود أرتباط من الدرجة الاولى طالما أن RESID(-1) هي معنوية كما تشير *p*-value .

٤-٣ أختبار داربن h Durbin's h Test

بما أن أختبار DW لا يمكن تطبيقه عندما تكون قيم المتغير التابع المتخلفة زمنيا واحدة من المتغيرات المستقلة، لذلك فأن داربن في عام ١٩٧٠ أبتكر أختبار أحصائي يمكن أستخدامه في حالة أن تكون قيم المتغير التابع المتخلفة زمنياً واحدة من المتغيرات المستقلة . وأن هذا الاختبار يأخذ الصيغة التالية :

$$h= (1-d/2)\sqrt{n/1-n\sigma 2\gamma}$$

حيث أن :

n عدد المشاهدات

d هي قيمة DW المحتسبة

$\sigma 2\gamma$ هي قيمة التباين المقدر لمعلمة المتغير التابع المتخلف زمنياً

ولتقدير قيمة h نتبع الخطوات التالية :

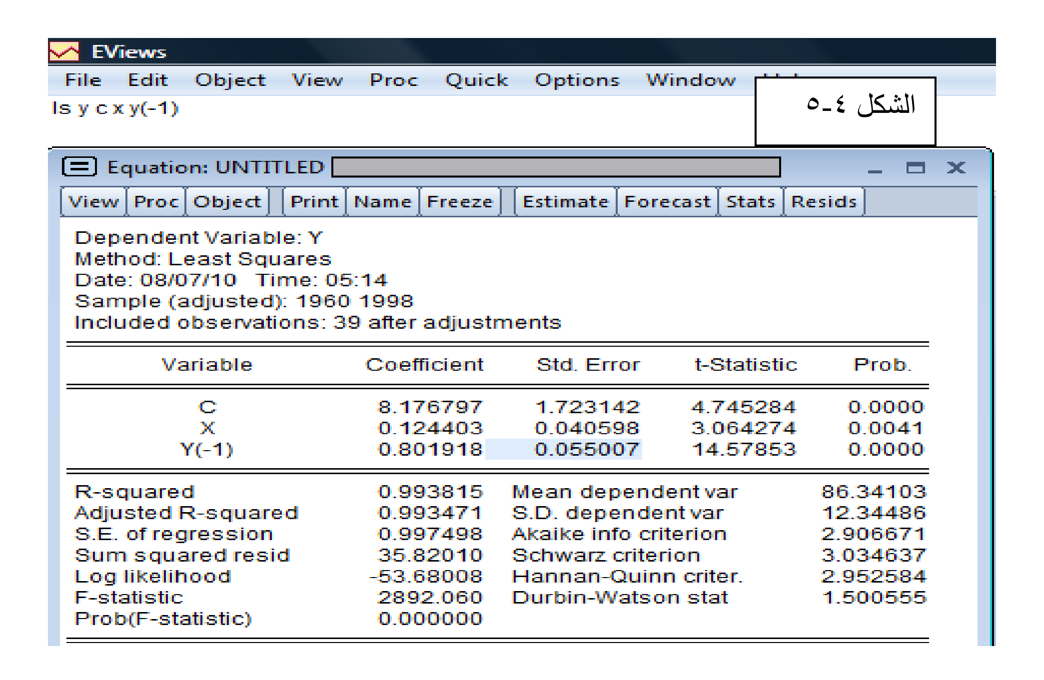
- ✓ قدر معادلة الانحدار والتي يكون فيها القيم المتخلفة زمنياً للمتغير التابع أحد المتغيرات المستقلة ومن خلال أستخدام الشريط العام command نكتب مايلي ls y c x y (-1)
- ✓ وبعدها سوف نحصل على النتائج و كا مبينة في الجدول (٤-٥)
- ✓ نحسب قيمة $\sigma 2\gamma$ للـ (y-1) و التي تساوي $\sigma 2\gamma = (0.55007)^2 = 0.302577$

✓ للحصول على قيمة h أكتب الصيغة التالية في الشريط العام command

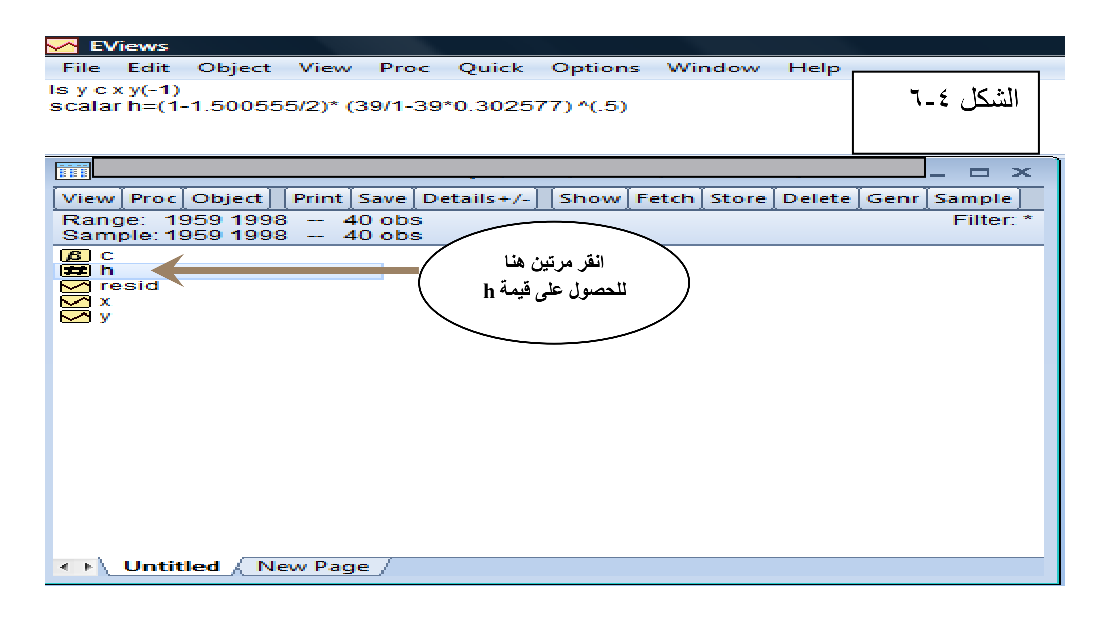
scalar h=(1-1.500555/2)* (39/(1-39*0.302577)) ^(.5)

✓ أنقر مرتين على scalar h للحصول على قيمة h كما موضح في الشكل (٤-٦)

✓ بعدها ستظهر قيمة h والتي تساوي ١.٣٠٢٣٨١



الشكل ٤-٥



الشكل ٤-٦

٤-٤ طرق معالجة مشكلة الارتباط الذاتي

يوجد هناك طريقتين أساسية تستخدم في تصحيح مشكلة الارتباط الذاتي عندما قيمة ρ تكون غير معلومة وهما :

٤-٤-١ طريقة كاكرن- أوركت التكرارية Cochrane-Orcutt Iterative Procedure

لغرض تصحيح مشكلة الارتباط الذاتي وفق هذه الطريقة نتبع الخطوات التالية :

أ- قدر نموذج الانحدار الخطي على سبيل المثال للمعادلة $Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + u_t$

ب- الحصول على البواقي بواسطة المعادلة $u_t = Y_t - b_1 - b_2X_t$

ج- نحسب معلمة الارتباط المتسلسل أو الذاتي من الدرجة الاولى وهي ρ بواسطة **ols** من الصيغة التالية $u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t$

د- حول المتغيرات الاصلية الى متغيرات جديدة مثل (Y_t ، X_t ، b_1) وفق الصيغة الاتية :

$$\tilde{Y}_t = Y_t - \rho Y_{t-1}$$

$$\tilde{X}_t = X_t - \rho X_{t-1}$$

$$\beta_1' = \beta_1(1-\rho)$$

ه- قدر نموذج الانحدار مستخدماً بيانات المتغيرات المتحولة أو الجديدة و بعدها أوجد البواقي من النموذج الجديد.

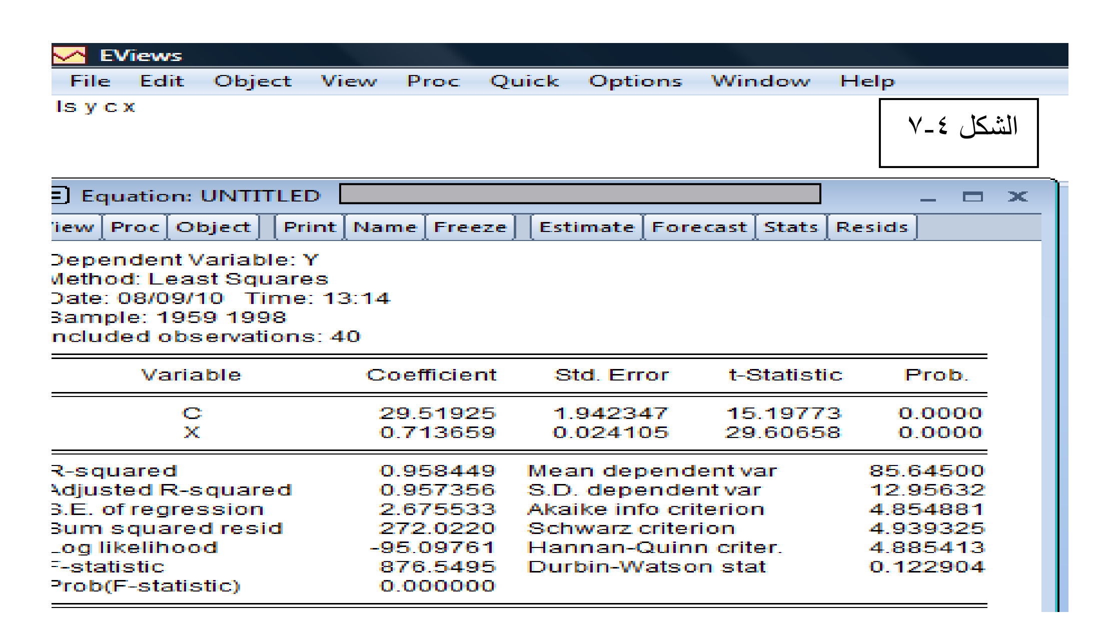
و- طالما نحن لا نعرف هل أن ρ المحتسبة من الخطوة رقم (ج) هي المقدرة الافضل، لذلك نعيد الخطوات من (ج) الى (هـ) لعدة مرات لغاية الحصول على أفضل تقدير للمعلمة ρ وهي عندما تكون قيمتها لمحاولتين متتالية متقاربة أو يكون الفرق بينهما صغير جداً.

ي- البرنامج EViews يساعدنا في اجراء هذه الخطوات ببساطة و الحصول على أفضل نتائج من خلال أتباع الخطوات التالية :

- اكتب في الشريط العام command النموذج المرغوب تقديره مثلا   ls y c x
- أذا حصلنا على نتائج تعاني من مشكلة الارتباط الذاتي و نرغب بمعالجته علينا كتابة التالي في command   Ls y c x ar(1)

حيث ان ar(1) تشير الى الانحدار الذاتي للبواقي من الدرجة الاولى وهي تمثل المعلمة ρ

- بعدها أضغط enter لحصول على نتائج هذا الانحدار و الموضحة الشكلين (٤-٧) و (٤-٨).

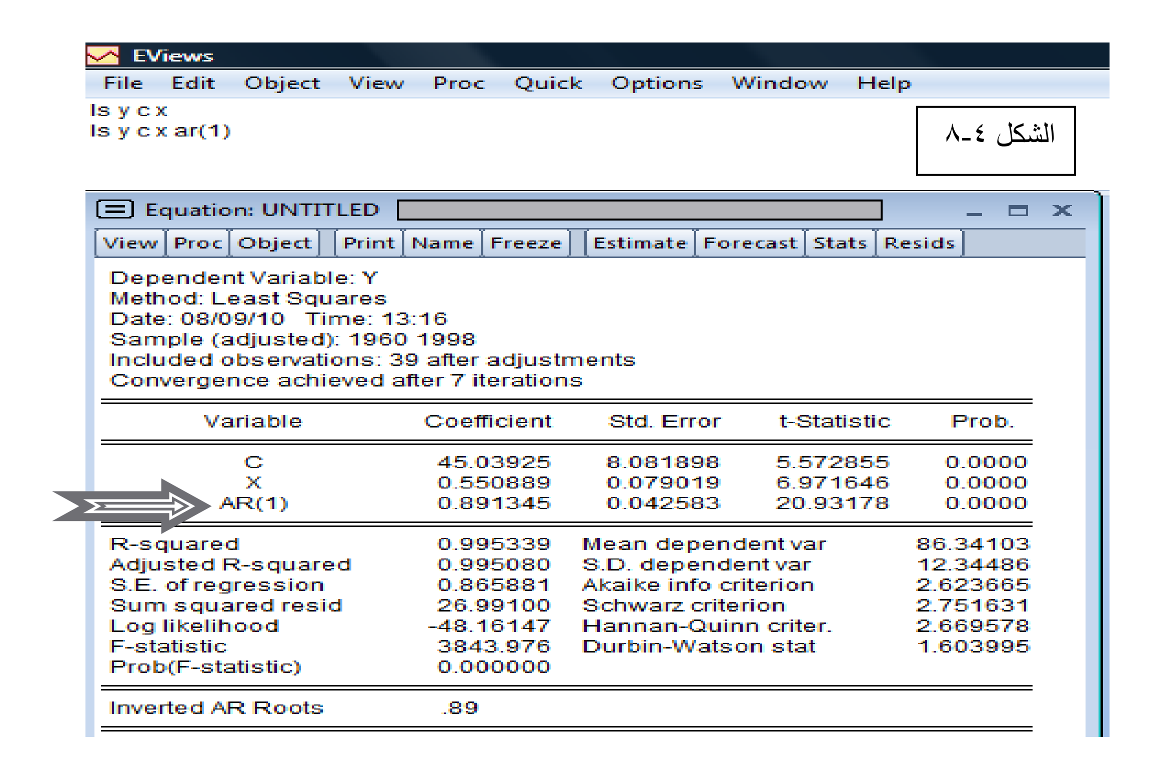


Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 08/09/10   Time: 13:14
Sample: 1959 1998
Included observations: 40

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	29.51925	1.942347	15.19773	0.0000
X	0.713659	0.024105	29.60658	0.0000

R-squared	0.958449	Mean dependent var	85.64500
Adjusted R-squared	0.957356	S.D. dependent var	12.95632
S.E. of regression	2.675533	Akaike info criterion	4.854881
Sum squared resid	272.0220	Schwarz criterion	4.939325
Log likelihood	-95.09761	Hannan-Quinn criter.	4.885413
F-statistic	876.5495	Durbin-Watson stat	0.122904
Prob(F-statistic)	0.000000		

الشكل ٤-٧



EViews

File Edit Object View Proc Quick Options Window Help

ls y c x
ls y c x ar(1)

الشكل ٤-٨

Equation: UNTITLED

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 08/09/10 Time: 13:16
Sample (adjusted): 1960 1998
Included observations: 39 after adjustments
Convergence achieved after 7 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	45.03925	8.081898	5.572855	0.0000
X	0.550889	0.079019	6.971646	0.0000
AR(1)	0.891345	0.042583	20.93178	0.0000

R-squared	0.995339	Mean dependent var	86.34103
Adjusted R-squared	0.995080	S.D. dependent var	12.34486
S.E. of regression	0.865881	Akaike info criterion	2.623665
Sum squared resid	26.99100	Schwarz criterion	2.751631
Log likelihood	-48.16147	Hannan-Quinn criter.	2.669578
F-statistic	3843.976	Durbin-Watson stat	1.603995
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots	.89

➢ من الملاحظ ان النتائج المعروضة في الشكل (٤-٨) تم التوصل اليها بعد اجراء ٧ محاولات ، و أن المعلمة ρ = ٠.٨٩١٣٤٥ و أنها معنوية كما تشير قيمة ***p*-value** و أن النتائج الاخيرة لا تعاني من مشكلة الارتباط الذاتي كما تشير قيمة **WD** المحتسبة (قارن بين النتائج في الشكلين أعلاه). أي بمعنى أن مشكلة الارتباط الذاتي التي كان النموذج المقدر الاول يعاني منها قد تم معالجتها باستخدام طريقة (كاكرن- أوركت التكرارية Cochrane-Orcutt Iterative Procedure).

٤-٤-٢ طريقة هيلدرث – لو Hildreth-Lu Search Procedure

هيلدرث و لو طورا طريقة بديلة لطريقة كاكرن- أوركت التكرارية، وأن حساب طريقتهما تتطلب الخطوات التالية :

١) أختار قيمة معينة للمعلمة ρ المشار اليها في الطريقة السابقة ولتكنρ_1 ، ومن هذه القيمة حول متغيرات النموذج.

٢) قدر النموذج المحول بطريقة **ols**.

٣) من النموذج المقدر في الخطوة ٢ أحصل على البواقي ε_t و مجموع مربع البواقي ($RSS(\rho_1$

٤) أختار قيمة مختلفة للمعلمة ρ ولتكن ρ_2 ومن ثم كرر الخطوات من ١ الى ٣.

٥) بواسطة تفاوت قيمة ρ من -١ الى +١ من المحاولات المختلفة ، نستطيع الحصول على سلسلة من قيم ($RSS(\rho_i$

٦) نختار قيمة ρ التي عندها يكون RSS في أدنى حد له (*minimized*) ، والتي عندها يكون النموذج المقدر مستخدماً قيمة ρ المثلى والتي تمثل أيضا الحل الامثل.

ملاحظة:

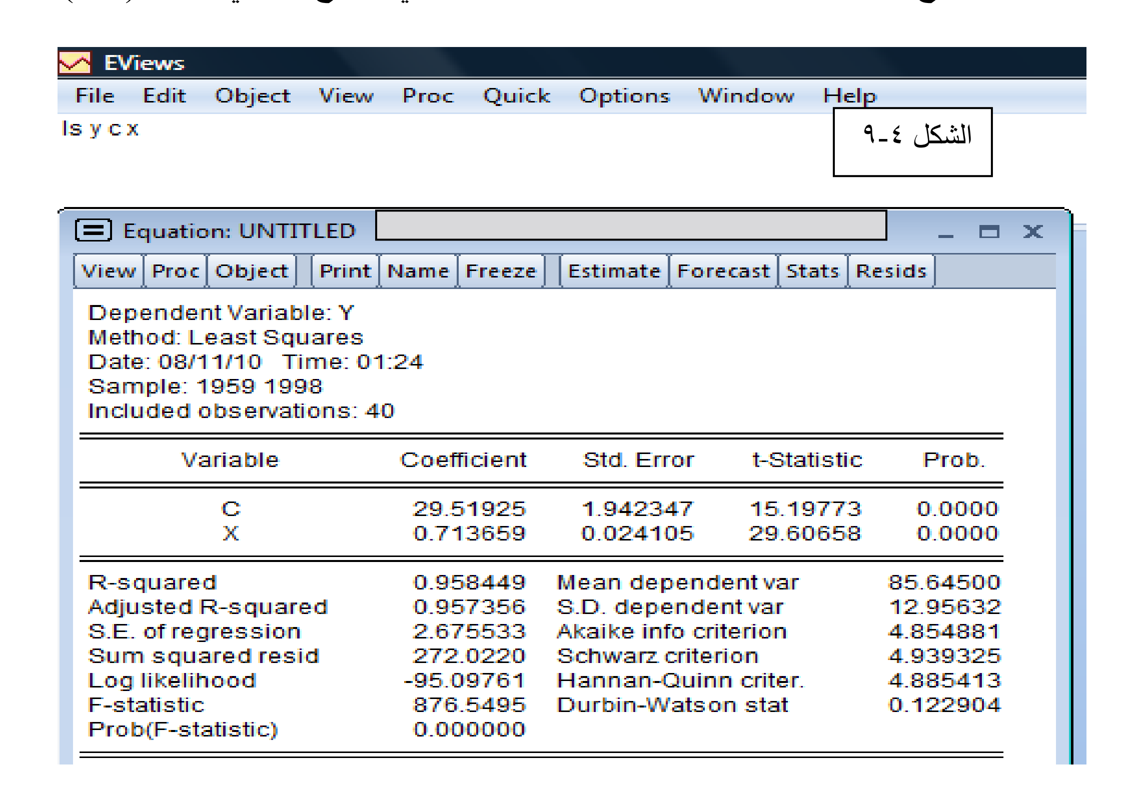
هذه الطريقة جداً معقدة وتتطلب الكثير من الحسابات . لذلك البرنامج EViews لا يحتوي على صيغة جاهزة لهذا الاسلوب و لا يستطيع حسابها بشكل مباشر. لهذا السبب نحن نكتفي باستخدام طريقة (كاكرن- أوركت التكرارية Cochrane-Orcutt Iterative Procedure) المشار اليها سابقاً وهي مفضلة في حالات وجود مشكلة الارتباط الذاتي في النماذج القياسية المقدرة.

٤-٤-٣ طريقة نيوي- ويست لتصحيح الاخطاء المعيارية لطريقة المربعات الصغرى

The Newey-West Method of Correcting the OLS Standard Errors

يستخدم هذا الاسلوب في تصحيح مشكلة الارتباط الذاتي في النماذج الكبيرة حصرياً وقد لايكون ملائماً للنماذج الصغيرة . بعبارة أخرى يمكن أستخدام هذا الاسلوب عندما يكون حجم العينة ٤٠ مشاهدة فأكثر. لأستخدام **طريقة نيوي-ويست** في البرنامج EViews نتبع الخطوات التالية :

- نقدر نموذج الانحدار البسيط بواسطة OLS و نحتفظ في النتائج كما في الشكل (٤-٩).



الشكل ٤-٩

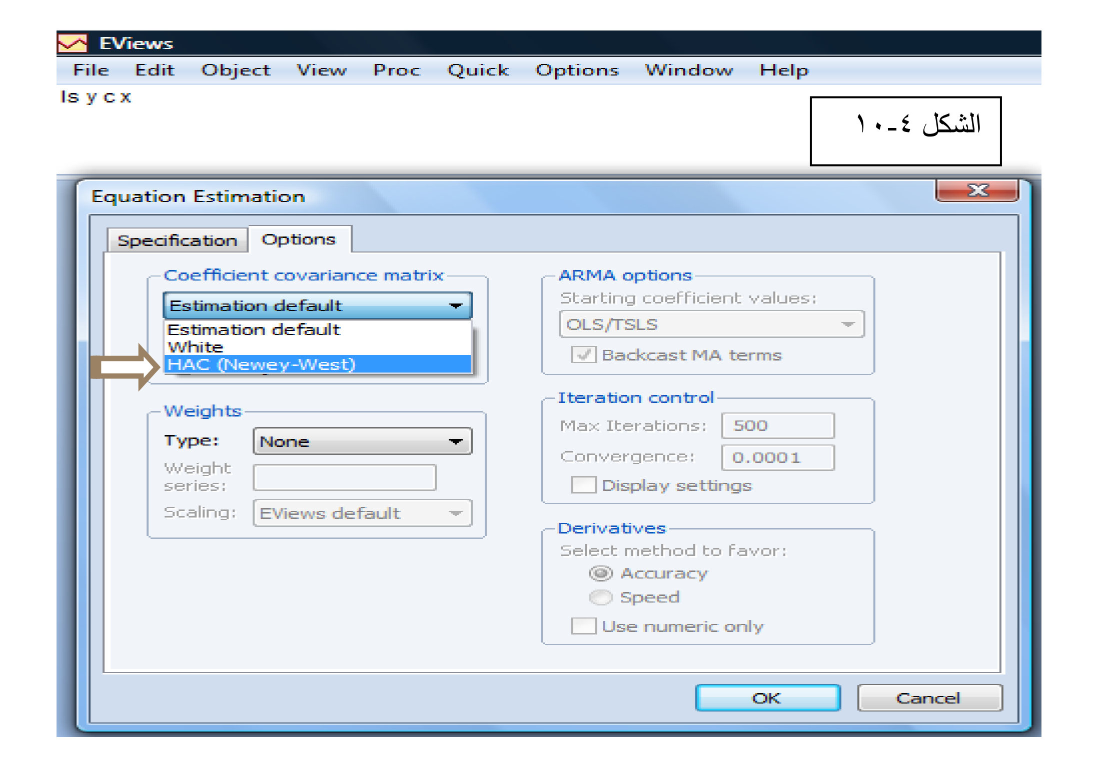
Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 08/11/10 Time: 01:24
Sample: 1959 1998
Included observations: 40

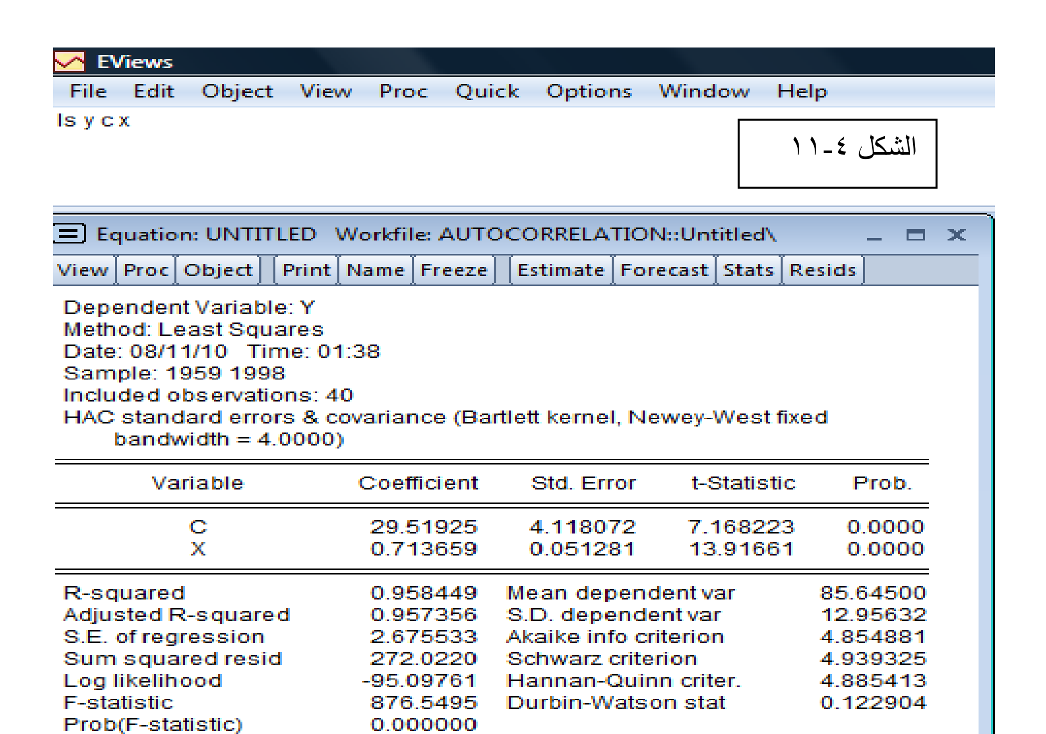
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	29.51925	1.942347	15.19773	0.0000
X	0.713659	0.024105	29.60658	0.0000

R-squared	0.958449	Mean dependent var	85.64500
Adjusted R-squared	0.957356	S.D. dependent var	12.95632
S.E. of regression	2.675533	Akaike info criterion	4.854881
Sum squared resid	272.0220	Schwarz criterion	4.939325
Log likelihood	-95.09761	Hannan-Quinn criter.	4.885413
F-statistic	876.5495	Durbin-Watson stat	0.122904
Prob(F-statistic)	0.000000		

- أختار الايعاز Quick و من ثم أختار من القائمة الامر Estimate Equation بعدها يظهر لك مربع حوار، أكتب في الداخل المعادلة التي ترغب تقديرها مثل (y c x). ومن نفس المربع أختار الايعاز option الموجود في الاعلى ومن المربع

Coefficient covariance matrix أختار (Newey-West) HAC كما موضحة بالشكل (٤-١٠). ومن ثم أضغط على ok ستظهر لك النتائج كما مبينة في الشكل (٤-١١).





EViews

File Edit Object View Proc Quick Options Window Help

ls y c x

الشكل ٤-١١

Equation: UNTITLED Workfile: AUTOCORRELATION::Untitled\

View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 08/11/10 Time: 01:38
Sample: 1959 1998
Included observations: 40
HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	29.51925	4.118072	7.168223	0.0000
X	0.713659	0.051281	13.91661	0.0000

R-squared	0.958449	Mean dependent var	85.64500
Adjusted R-squared	0.957356	S.D. dependent var	12.95632
S.E. of regression	2.675533	Akaike info criterion	4.854881
Sum squared resid	272.0220	Schwarz criterion	4.939325
Log likelihood	-95.09761	Hannan-Quinn criter.	4.885413
F-statistic	876.5495	Durbin-Watson stat	0.122904
Prob(F-statistic)	0.000000		

➢ من النتائج أعلاه نلاحظ أن النتائج لمعظم المؤشرات هي نفسها في الشكلين (٤-٩) و (٤-١١) ولم تتغير بأستثناء مؤشرا **الانحراف المعياري للخطأ و قيمة t المحتسبة** . و أن الانحراف المعياري للخطأ هي أكبر في النموذج المصحح بينما قيمة t المحتسبة هي أصغر، مما يدل على أن مشكلة الارتباط الذاتي قد صححت على الرغم من أن قيمة DW المحتسبة هي نفسها في كلا النموذجين.

أختبار جذر الوحدة (الاستقرارية)

Test of Unit Root (Stationarity)

١- مفهوم الاستقرارية :

٢- الطرق المستخدمة في أختبار جذر الوحدة

- ✓ **طريقة الرسم البياني:**
- ✓ **معادلة الارتباط الذاتي Autocorrelation Function (ACF) and Correlogram**
- ✓ **طريقة ديكي-فوللر الموسع *Augmented Dickey-Fuller(ADF)***
- ✓ **طريقة فليبس–بيرون *Phillips Perron(PP)***

الفصل الخامس

أختبار جذر الوحدة (الاستقرارية)

Test of Unit Root (Stationarity)

٥-١ مفهوم الاستقرارية :

يعتبر أختبار جذر الوحدة من الاختبارات المهمة و الأساسية (Pre-test) لبيانات السلاسل الزمنية. أي يجب على متغيرات السلاسل الزمنية أجتياز هذا الاختبار قبل تقدير النموذج المطلوب. لذلك على المتغيرات المستخدمة في النموذج المطلوب تقديره أن تكون مستقرة (stationary)، وأن لم تكن كذلك فيجب تحويل البيانات حتى تكون مستقرة اما باستخدام بيانات متغيرات جديدة أو بأخذ الفرق الاول (first difference) لبيانات المتغيرات الاصلية أو غيرها من طرق تحويل البيانات.

ومن الناحية الإحصائية فأن السلسلة الزمنية الساكنة هي سلسلة وسطها وتباينها ثابت عبر الزمن وقيمة التباين المشترك بين فترتان زمنيتان تعتمد فقط على المسافة أو الفجوة أو التخلف الزمني بين الفترتان الزمنيتان وليس على الزمن الحقيقي في وقت حساب التباين المشترك (***Gujarati, 2005, p797***).

أما السلسلة غير الساكنة فهى سلسلة وسطها وتباينها غير محدد وتكون متكاملة من رتبة على الأقل تساوى الوحدة أو ***I(1)***. وتمثل هذه الصفة الإحصائية الدليل على أن السلسلة غير الساكنة هى فقط التى تشتمل على مكون عشوائي دائم يعكس كافة التغيرات الدائمة ***Permanent Changes*** فى السجل التاريخى للمتغير محل البحث.

ويمكن قياس المكون العشوائي أو التغير الدائم فى متغير ما إحصائياً باستخدام نماذج الانحدار الذاتي ***Autoregressive Regression Models***. ويقوم أحد أشكال هذه النماذج على تقدير العلاقة بين المتغير التابع والمتغير المستقل الذى يمثل المتغير التابع ولكن لفترة زمنية سابقة، فأذا فرضنا أن السلسلة $\mathbf{y_t}$ تتولد من عملية انحدار ذاتى من الرتبة الأولىAR(1) فتكون على النحو التالى:

$y_t = \rho \; y_{t-1} + error$ .... (١)

-١≤ ρ ≤١

ويمكن أستخدام الصيغة السابقة فى أختبار أن معلمة المتغير المتخلف زمنياً تساوى الوحدة أو $\rho = 1$. وفى حالة قبول هذا الفرض الصفرى$\rho = 1$ تكون السلسلة الزمنية بها جذر الوحدة ***Unit Root*** وتشتمل على مكون عشوائي دائم يؤثر على الانحراف المعيارى للتقدير ومن ثم باقى أختبارات المعنوية الإحصائية التى تقوم على حساب الانحراف المعيارى، وبشكل مفصل فأنه :

١- لو كانت **1=** ρ تكون السلسلة سلسلة سير عشوائى وبها انجراف drift ويزداد التباين عبر الزمن لهذه السلسلة بشكل مستقر ويصبح تغاير السلسلة لا نهائيا.

٢- لو كانت**1**< ρ فان السلسلة تصبح سلسلة متفجرة أي متجه نحو الاعلى explodes.

٣- لو كانت **0=** ρ فان السلسلة تعتبر عشوائية بحتة white noise .

وكل هذه السلاسل السابقة تعتبر سلاسل غير ساكنة.

٤- لو كانت المعلمة ١ > ρ ، فيعنى ذلك عدم وجود تغيرات دائمة فى هذه السلسلة وتكون السلسلة ساكنة و بالتالي يمكن أستخدامها فى التقدير.

٥-٢ لماذا نهتم بدراسة جذر الوحدة:

أن الباحثون يهتمون بدراسة جذر الوحدة للأسباب التالية :

أ) لتجنب حدوث مشكلة الارتباط الذاتي، لأنه أحيانا مشكلة الارتباط الذاتي تنتج من كون واحد أو أكثر من متغيرات النموذج هو غير مستقر أي يحتوي على جذر الوحدة (non-stationary).

ب) أحيانا قد نحصل على R^2 عالي جداً من خلال تقدير معادلة تحتوي على متغيرين مثلا على الرغم من عدم وجود علاقة منطقية بين هذين المتغير مما يقود الى ظهور مشكلة التقدير الزائف spurious regression . لذلك أختبار جذر الوحدة يعتبر أساسي لتجنب مثل هكذا حالة.

ج) في حالة أجراء أختبار العلاقة السببية granger causality test او VAR test فأننا نفترض بأن المتغيرات هي مستقرة stationary.

٥-٣ الطرق المستخدمة في أختبار جذر الوحدة

٥-٣-١ طريقة الرسم البياني:

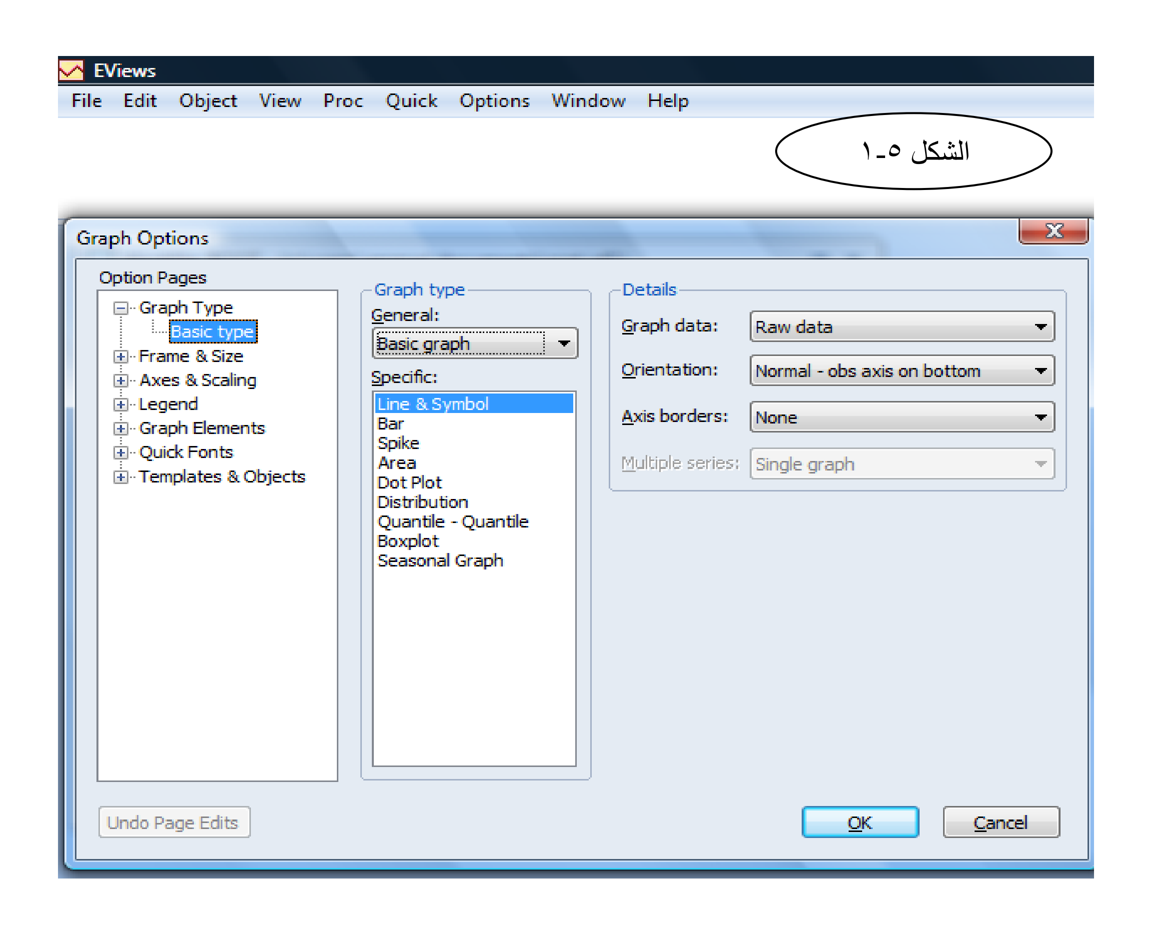
تعتبرمن أسهل الطرق في الكشف عن وجود جذر الوحدة في السلسلة الزمنية المقدرة. تعتمد هذه الطريقة على رسم السلسلة الزمنية رسماً بيانياً مع الزمن لتحديد فيما أذا كانت تحتوي على جذر الوحدة أم لا. البرنامج EViews يساعدنا في عمل الرسوم البيانية وفقا للخطوات التالية :

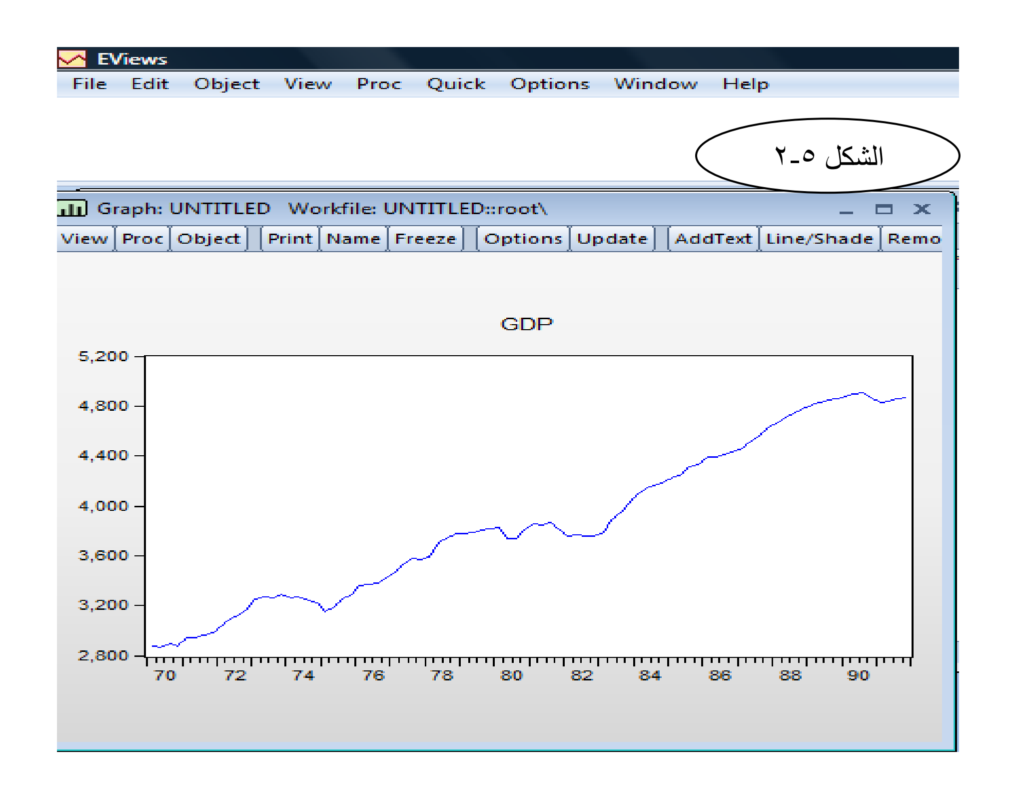
أ) بعد فتح السلسلة الزمنية المطلوبة أختبارها أختار الايعازview من شريط المهام ، و ثم أختار الأمر Graph.

ب) بهدها ستظهر لك قائمة تحتوي على مجموعة مختلفة من الايعازات لغرض الرسم البياني وعليك أختيار الامر line & symbol، وأن هذه القائمة موضحة كما في الشكل (٥-١).

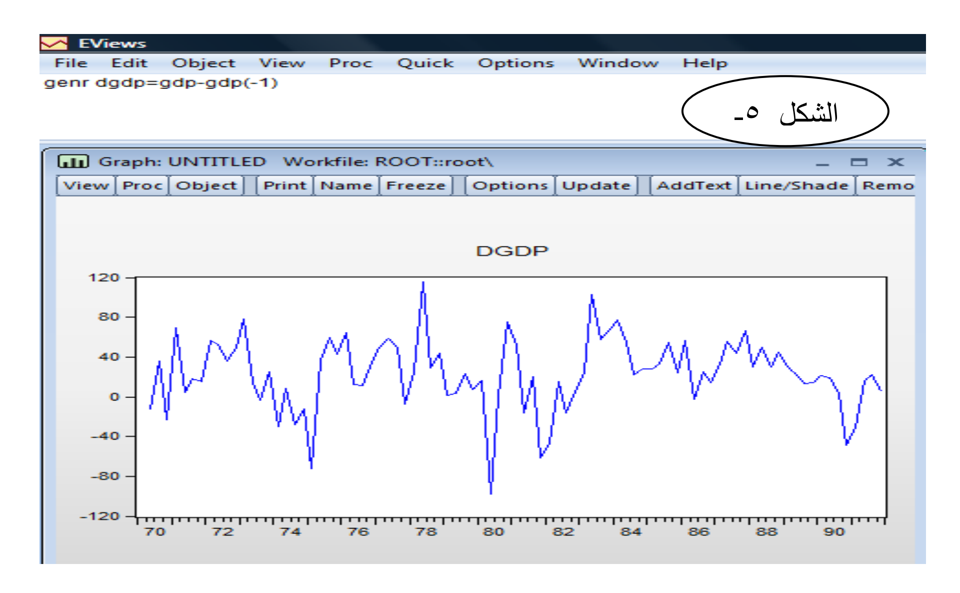
ج) سنختار من القائمة (٥-١) line & symbol ثم ok للحصول على الشكل (٥-٢).

د) الشكل (٥-٢) يشير بشكل واضح أن السلسلة الزمنية هي متجهة ومتزايدة نحو الاعلى، وهذا فيه أحتمال كبير بأن متوسط السلسلة الزمنية GDP على سبيل المثال متغير بأستمرار (غير ثابت). وهذا يدل على أن هذه السلسلة الزمنية غير مستقرة non-stationary.





ه) لغرض تحويل السلسلة الزمنية الى سلسلة مستقرة نقوم بأخذ الفرق الأول لها و كما موضح بالشكل (٥-٣).

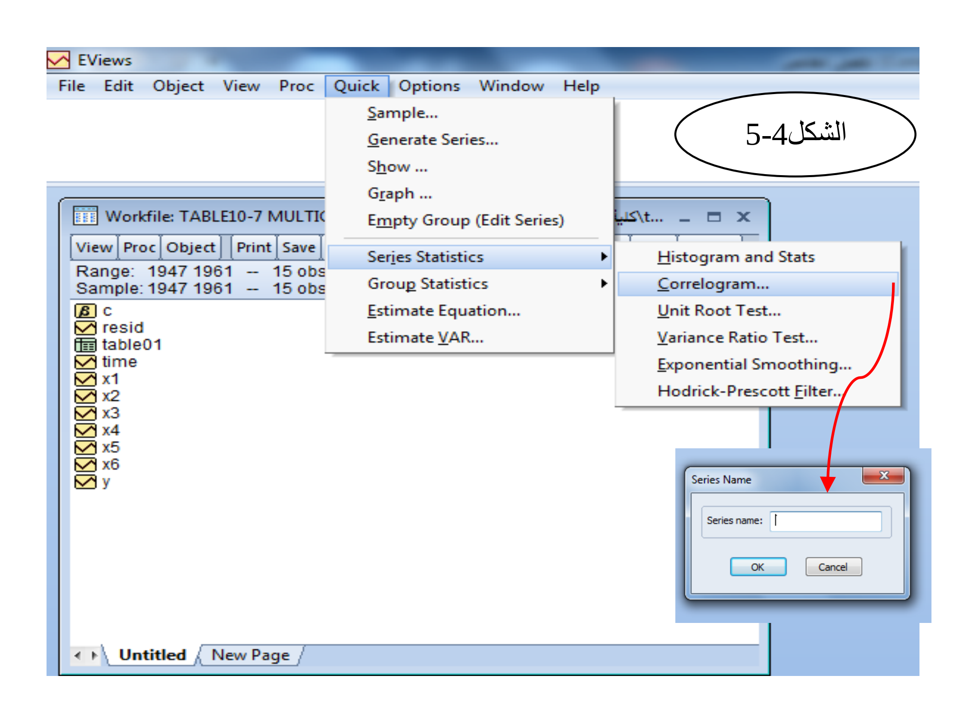


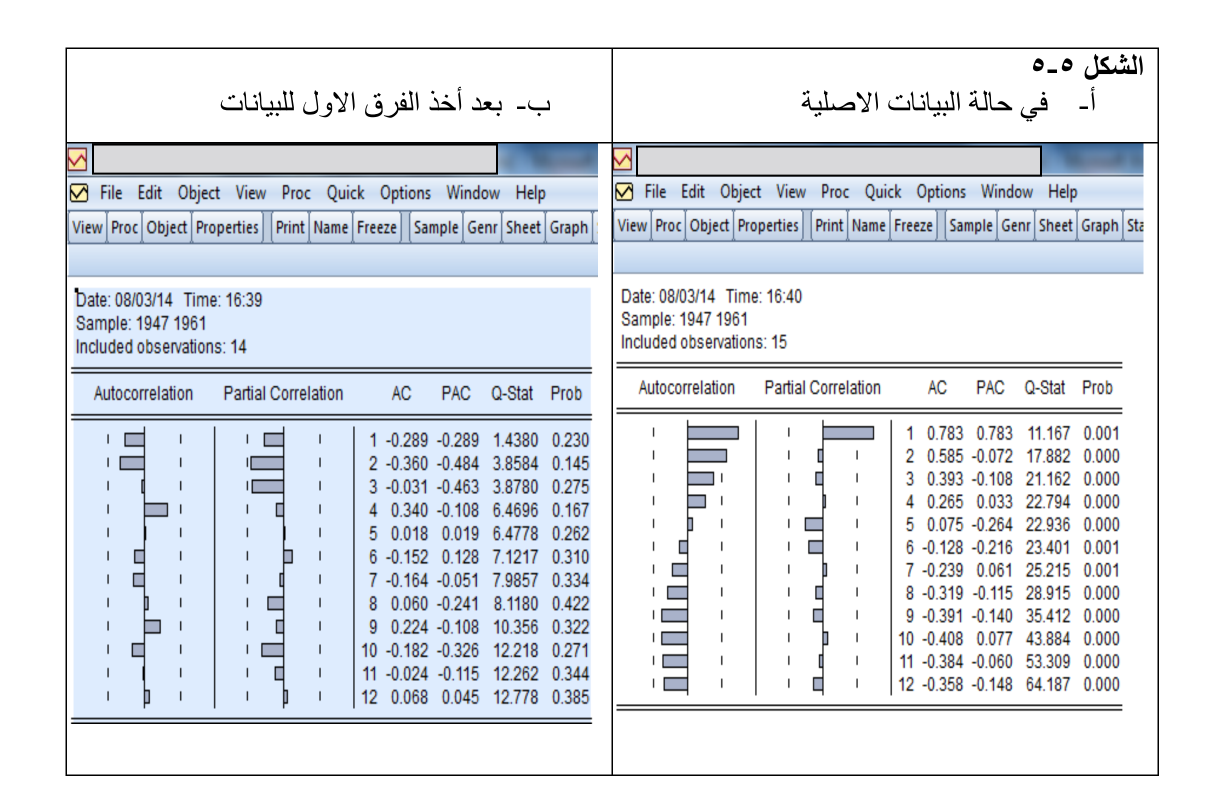
٥-٣-٢ معادلة الارتباط الذاتي Autocorrelation Function (ACF) and Correlogram

يمكن أيضاً الكشف عن جذر الوحدة في السلاسل الزمنية بواسطة معادلة الارتباط الذاتي. و أن الايعاز Correlogram من الايعازات المهمة المستخدمة للكشف عن وجود جذر الوحدة في السلاسل الزمنية. البرنامج EViews يساعدنا على تطبيق هذا الايعاز وفق الخطوات التالية :

أ) أذهب الى Quick\Series Statistics\Correlogram سيظهر لك مربع حوار أكتب فيه أسم المتغير الذي ترغب أختباره وثم ok كما في الشكل (٥-٤) .

ب) بعدها ايضا يظهر مربع حوار جديد عليك تحديد فيه أولا هل السلسلة الزمنية هي في حالة الفرق الاول أم الفرق الثاني 1^{st} difference or 2^{nd} difference بالاضافة الى تحديد عدد فترات التخلف الزمني المطلوب وثم ok. عندها ستظهر النتائج كما في الشكل (٥-٥).





الشكل ٥-٥

أ- في حالة البيانات الاصلية

Date: 08/03/14 Time: 16:40
Sample: 1947 1961
Included observations: 15

	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.783	0.783	11.167	0.001
2	0.585	-0.072	17.882	0.000
3	0.393	-0.108	21.162	0.000
4	0.265	0.033	22.794	0.000
5	0.075	-0.264	22.936	0.000
6	-0.128	-0.216	23.401	0.001
7	-0.239	0.061	25.215	0.001
8	-0.319	-0.115	28.915	0.000
9	-0.391	-0.140	35.412	0.000
10	-0.408	0.077	43.884	0.000
11	-0.384	-0.060	53.309	0.000
12	-0.358	-0.148	64.187	0.000

ب- بعد أخذ الفرق الاول للبيانات

Date: 08/03/14 Time: 16:39
Sample: 1947 1961
Included observations: 14

	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	-0.289	-0.289	1.4380	0.230
2	-0.360	-0.484	3.8584	0.145
3	-0.031	-0.463	3.8780	0.275
4	0.340	-0.108	6.4696	0.167
5	0.018	0.019	6.4778	0.262
6	-0.152	0.128	7.1217	0.310
7	-0.164	-0.051	7.9857	0.334
8	0.060	-0.241	8.1180	0.422
9	0.224	-0.108	10.356	0.322
10	-0.182	-0.326	12.218	0.271
11	-0.024	-0.115	12.262	0.344
12	0.068	0.045	12.778	0.385

ملاحظة:

AC= autocorrelation, PAC= partial autocorrelation, Q-Stat= Q Statistic, Prob= Probability

ج) الشكل (٥-٥) يشير الى ان معلمة الارتباط الذاتي AC= autocorrelation تبدأ من قيمة عالية جدا عند تخلف زمني لفترة واحدة (0.783) lag 1 وتنخفض بشكل بطيء لتكون عند lag 12 (0.358) . هذا يؤكد مرة اخرى على ان السلسلة الزمنية GDP هي غير مستقرة عند المستوى، و أنها تصبح مستقرة بعد أخذ الفرق الاول لها.

٥-٣-٣ طريقة ديكي- فوللر الموسع *Augmented Dickey-Fuller (ADF)*

وهو أحد الاختبارات المهمة المستخدمة في تشخيص وجود جذر الوحدة في بيانات السلاسل الزمنية. ورغم تعدد أختبارات جذر الوحدة، إلا أننا سوف نستخدم أختبارين، وهما: أختبار ديكي- فوللر (Dickey and Fuller)، و أختبار فيلبس- بيرن (Phillips-Perron). ويمكن توضيح أختبار ديكي-فوللر من خلال المعادلة التالية :

$$\Delta y_t = \beta_1 + \delta y_{t-1} + u_t \qquad ....٢$$

حيث تشير (Δ) إلى الفرق الأول للسلسلة الزمنية (y_t)، ويتم أختبار فرض العدم (Null hypothesis) بأن المعلمة ($H_0: \delta = 0$) أي بوجود جذر وحدة في السلسلة، بمعني أنها غير ساكنة، في مقابل الفرض البديل ($H_1: \delta < 0$) أي سكون السلسلة، وإذا كانت (δ) معنوية و أقل من الصفر ($\delta < 0$) فإننا نقبل الفرض البديل بعدم وجود جذر وحدة (unit root)، أي أن المتغير ساكن أو مستقر (stationary). ويمكن أن يضاف إلى المعادلة (2) أعلاه متغير الزمن (t)، وإذا كان حد الخطأ (u_t) في النموذج أعلاه يعاني من الارتباط الذاتي (autocorrelation)، فيمكن أن يصحح بإضافة عدد مناسب من حدود الفرق المبطأة، وتصبح معادلة اختبار جذر الوحدة كالآتي:

$$\Delta Yt = \beta 1 + \beta 2\, t + \delta Yt - 1 + \alpha i \sum_{1=i}^{m} \Delta Yt - i + \varepsilon \mathrm{t} \; \dots\dots\dots\dots..\; 3$$

وهذا النموذج يوصف بأختبار ديكي- فوللر الموسع (Augmented Dickey-Fuller test)، حيث تصبح (ε_t) غير مرتبطة ذاتياً وتتميز بالخواص المرغوبة (White noise). ولتحديد

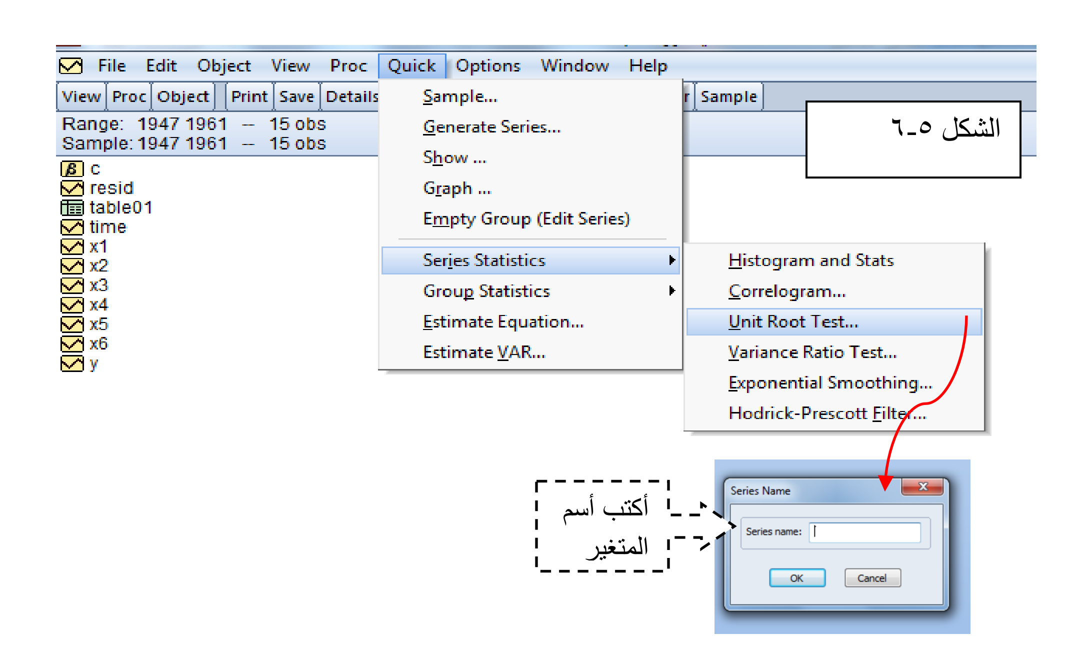
طول الفجوات الزمنية (m) المناسبة يتم عادة استخدام معايير محددة مثل (Akaike Info Criterion).

ويتم اختبار الفرض العدمي (δ =0) أي وجود جذر وحدة من خلال مقارنة إحصائية (τ) المقدرة للمعلمة (δ) مع القيم الجدولية لـ (Dickey and Fuller) والمطورة أيضا بواسطة (Mackinnon:1991). فإذا كانت القيمة المطلقة لإحصائية (τ) المقدرة تتجاوز (أكبر من) القيمة المطلقة لـ (DF) أو (Mackinnon) فإنها تكون معنوية إحصائياً، وعليه نرفض الفرض العدمي بوجود جذر الوحدة، أي أن السلسلة الزمنية ساكنة (stationary)، وإذا كانت اقل من القيمة الجدولية فأنه لا يمكن رفض فرض جذر الوحدة، أي أن السلسلة غير ساكنة (non-stationary)، وبالتالي نقوم بأختبار سكون الفرق الأول (first difference) للسلسلة، وإذا كان غير ساكن نكرر الاختبار للفرق من درجة أعلى .. وهكذا.

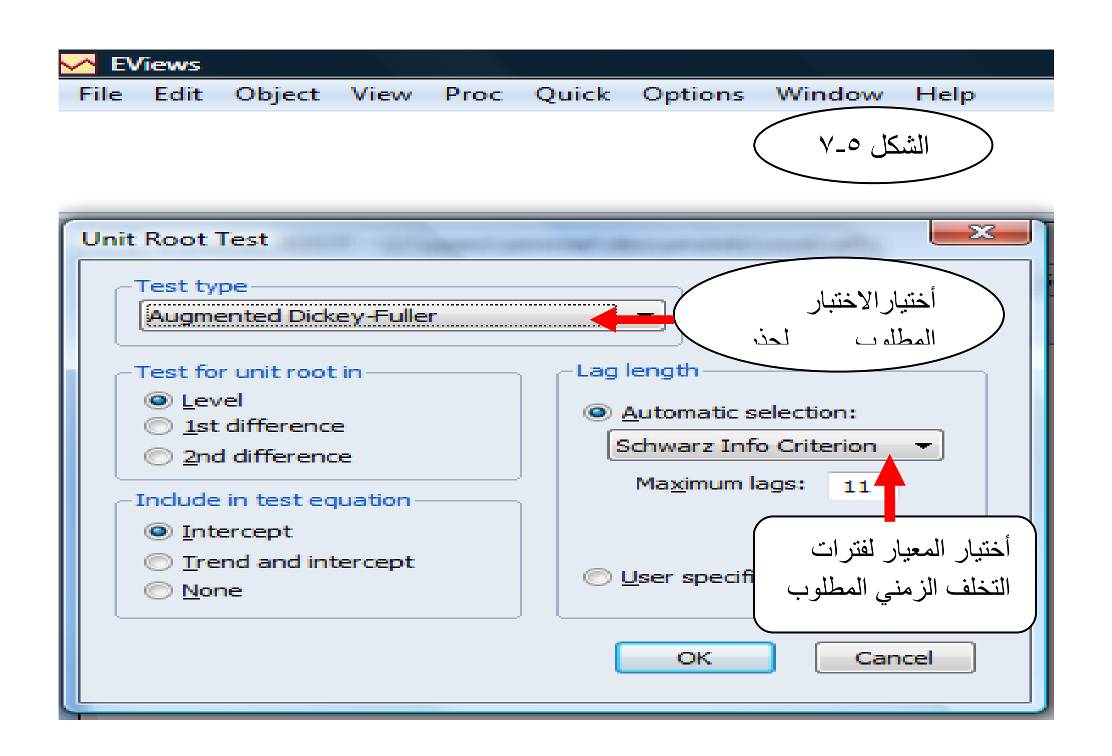
٥-٣-١ التطبيق في البرنامج EViews

أتبع الخطوات التالية لأختبار جذر الوحدة في البرنامج EViews بأستخدام طريقة ديكي-فوللر المطور.

أ) أذهب الى Quick\Series Statistics\Unit Root Test سيظهر لك مربع حوار، أكتب فيه المتغير الذي ترغب أختباره ثم OK كما في الشكل (٥-٦). بعدها سيظهر لك نافذة جديدة كما في الشكل (٥-٧) وعليك أختيار الاوامر المطلوبة وثم Ok.

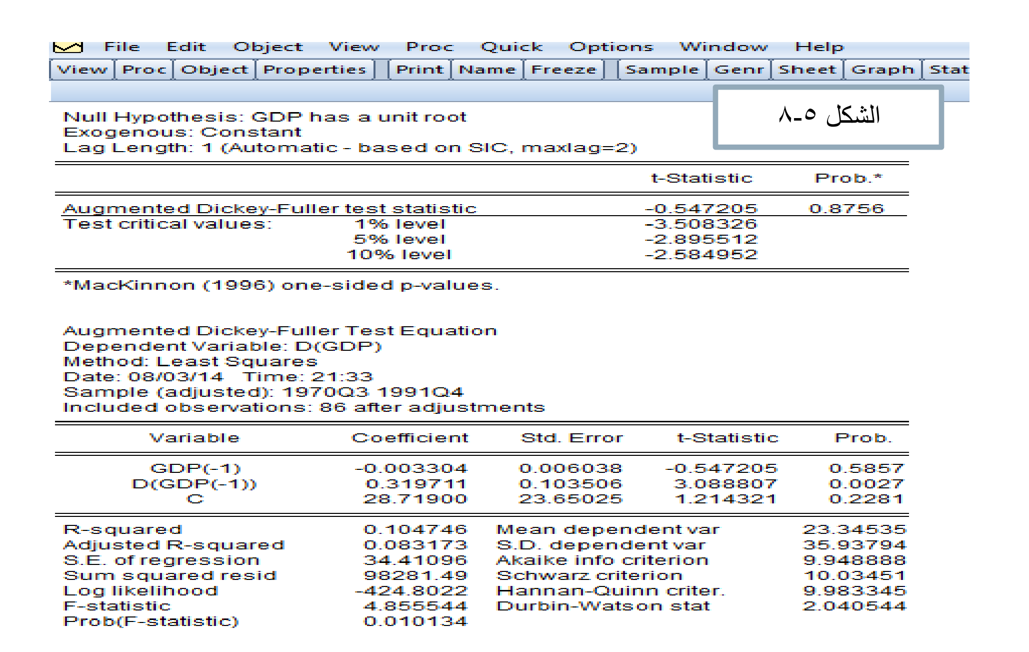


الشكل ٥-٦



الشكل ٥-٧

ب) بعد الضغط على ok ستظهر النتائج كما في الشكل (٥-٨)، حيث يشير هذا الشكل الى أن المتغير GDP هو غير مستقر أي يحتوي على جذر الوحدة. وذلك لان قيمة τ الجدولية أو δ هي (-٠,٥٤٧٢) وهي أقل من قيمة τ الجولية سواء عند المستوى ١% أو ٥% أو ١٠% على التوالي. لهذا نقبل فرضية العدم أي السلسلة الزمنية GDP تعاني من عدم الاستقرارية أو جذر الوحدة. لهذا السبب سوف نقوم بأخذ الفرق الاول لجعل هذه السلسلة الزمنية مستقرة. و النتائج معروضة في الشكل (٥-٩).



File Edit Object View Proc Quick Options Window Help
View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | Stat

الشكل ٥-٨

Null Hypothesis: GDP has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=2)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-0.547205	0.8756
Test critical values:	1% level	-3.508326	
	5% level	-2.895512	
	10% level	-2.584952	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(GDP)
Method: Least Squares
Date: 08/03/14 Time: 21:33
Sample (adjusted): 1970Q3 1991Q4
Included observations: 86 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GDP(-1)	-0.003304	0.006038	-0.547205	0.5857
D(GDP(-1))	0.319711	0.103506	3.088807	0.0027
C	28.71900	23.65025	1.214321	0.2281

R-squared	0.104746	Mean dependent var	23.34535
Adjusted R-squared	0.083173	S.D. dependent var	35.93794
S.E. of regression	34.41096	Akaike info criterion	9.948888
Sum squared resid	98281.49	Schwarz criterion	10.03451
Log likelihood	-424.8022	Hannan-Quinn criter.	9.983345
F-statistic	4.855544	Durbin-Watson stat	2.040544
Prob(F-statistic)	0.010134		

ج) الشكل (٥-٩) يشير الى أن السلسلة الزمنية GDP قد أصبحت مستقرة بعد أخذ الفرق الاول لها. ونستدل على ذلك من خلال قيمة τ الجدولية أو δ والتي أصبحت (-

٦,٦٣٠٣) وهي معنوية عند مستوى ١%. لهذا نرفض فرضية العدم ونقبل الفرض البديل بأن GDP هو مستقر وليس فيه جذر الوحدة.

File Edit Object View Proc Quick Options Window Help

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | St

الشكل ٥-٩

Null Hypothesis: D(GDP) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=2)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-6.630339	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.508326	
	5% level	-2.895512	
	10% level	-2.584952	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(GDP,2)
Method: Least Squares
Date: 08/03/14 Time: 21:38
Sample (adjusted): 1970Q3 1991Q4
Included observations: 86 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(GDP(-1))	-0.682762	0.102975	-6.630339	0.0000
C	16.00498	4.396717	3.640211	0.0005

R-squared	0.343552	Mean dependent var	0.206977
Adjusted R-squared	0.335737	S.D. dependent var	42.04441
S.E. of regression	34.26717	Akaike info criterion	9.929234
Sum squared resid	98636.06	Schwarz criterion	9.986311
Log likelihood	-424.9570	Hannan-Quinn criter.	9.952205
F-statistic	43.96140	Durbin-Watson stat	2.034425

٥-٣-٤ طريقة فليبس- بيرون *Phillips Perron(PP)*

الاختبار فليبس- بيرون (Phillips-Perron: 1988) يعتمد في تقديره على نفس المعادلة (2) أعلاه، إلا أنه يختلف عن اختبار (DF) في طريقة معالجة وجود الارتباط التسلسلي من الدرجة الأعلى، حيث يقوم بعملية تصحيح غير معلمية (nonparametric) لإحصائية (τ) للمعلمة (δ)، بينما أختبار (DF) يواجه مشكلة الارتباط التسلسلي بعملية تصحيح معلمية من خلال إضافة حدود الفروق المبطأة للمتغير على يمين المعادلة كما في المعادلة (3). ومن المعلوم، أن اختبار (ADF test) قائم على فرضية أن السلسلة الزمنية متولدة بواسطة عملية الانحدار الذاتي

(Autoregressive (AR) process) بينما أختبار (PP test) قائم على افتراض أكثر عمومية، وهي أن السلسلة الزمنية متولدة بواسطة عملية (Autoregressive Integrated Moving Average (ARIMA)). ولذا يرى (Hallam D. and Zanoli R.: 1993, p.160) أن اختبار (PP test) له قدرة أاختبارية أفضل وهو أدق من اختبار (ADF test) لاسيما عندما يكون حجم العينة صغير. وفي حالة تضارب وعدم أنسجام نتائج الاختبارين فان الأفضل الاعتماد على نتائج أختبار (PP test) (Obben J.: 1998, p. 114).

٥-٣-٤-١ تطبيق في البرنامج EViews

لغرض أختبار جذر الوحدة بأستخدام طريقة فليبس –بيرون *Phillips Perron(PP)* في البرنامج *EViews* نتبع الخطوات التالية :

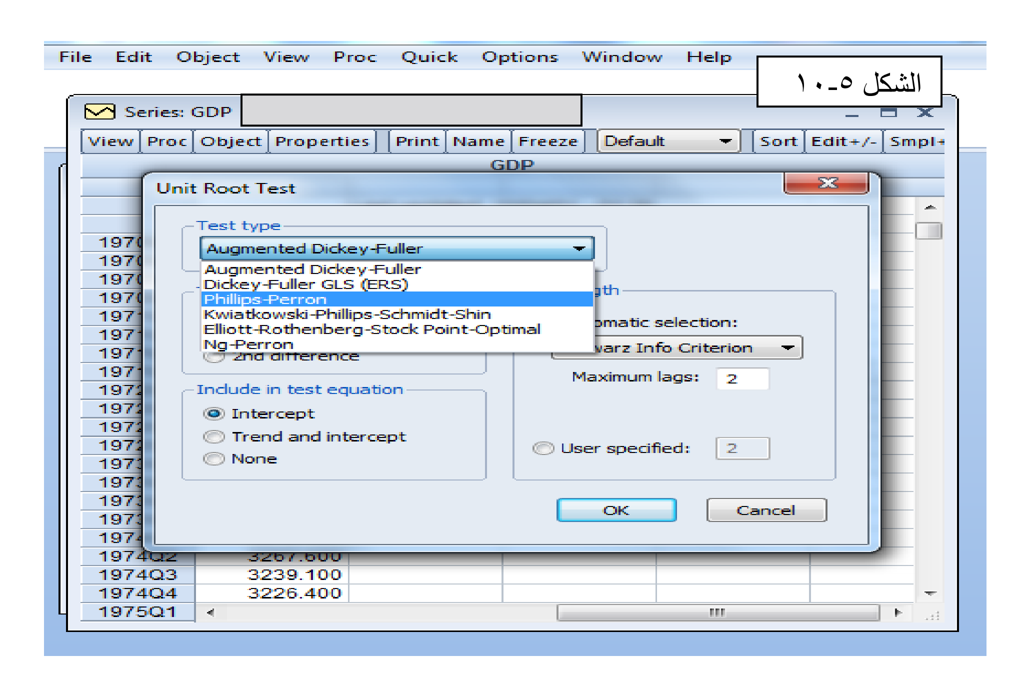
أ) أذهب الى Quick\Series Statistics\Unit Root Test سيظهر لك مربع حوار، أكتب فيه المتغير الذي ترغب أختباره ثم OK. بعدها سيظهر لك نافذة جديدة كما في الشكل (٥-١٠) وعليك أختيار الاوامر المطلوبة وثم Ok.

ب) الأوامر المطلوبة تتمثل أولاً في أختيار طريقة *(Phillips Perron (PP* .

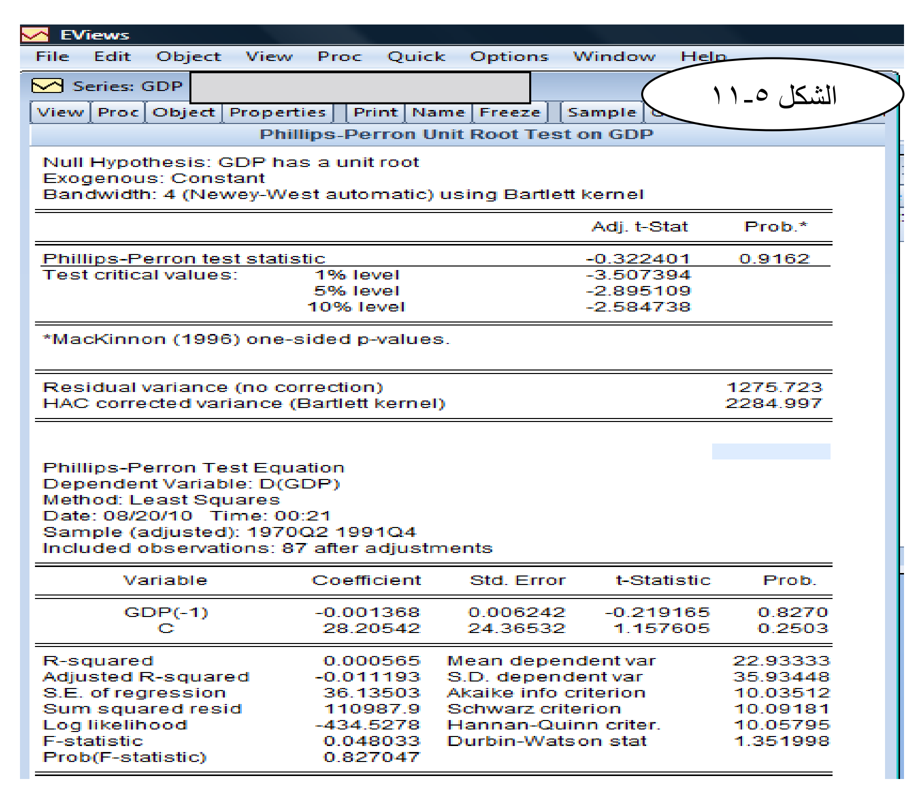
ج) ثانياً تحديد هل الاختبار المطلوب عند المستوى level أو الفرق الاول 1st difference أو الفرق الثاني 2nd difference.

د) ثالثاً تحديد هل الأختبار المطلوب يحتوي على الحد الثابت intercept أو الاتجاه و الحد الثابت intercept and trend أو بدونهما none اي المعادلة المقدرة لا تحتوي على الاتجاه و الحد الثابت.

ه) بعد الانتهاء من تحديد كل هذه الأيعازات أضغط ok حتى تظهر النتائج كما في الشكل (٥-١١).



الشكل ٥-١٠



الشكل ٥-١١

Phillips-Perron Unit Root Test on GDP

Null Hypothesis: GDP has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-0.322401	0.9162
Test critical values:	1% level	-3.507394	
	5% level	-2.895109	
	10% level	-2.584738	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	1275.723
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	2284.997

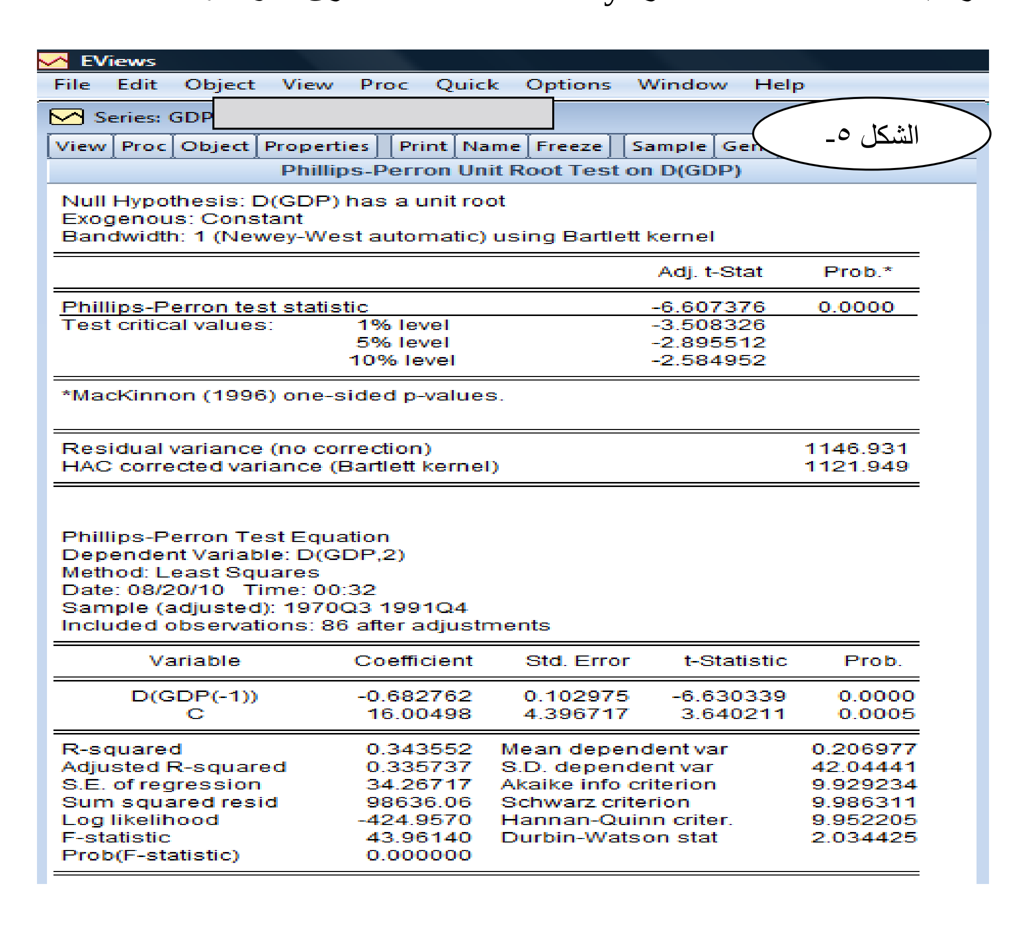
Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(GDP)
Method: Least Squares
Date: 08/20/10 Time: 00:21
Sample (adjusted): 1970Q2 1991Q4
Included observations: 87 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GDP(-1)	-0.001368	0.006242	-0.219165	0.8270
C	28.20542	24.36532	1.157605	0.2503

R-squared	0.000565	Mean dependent var	22.93333
Adjusted R-squared	-0.011193	S.D. dependent var	35.93448
S.E. of regression	36.13503	Akaike info criterion	10.03512
Sum squared resid	110987.9	Schwarz criterion	10.09181
Log likelihood	-434.5278	Hannan-Quinn criter.	10.05795
F-statistic	0.048033	Durbin-Watson stat	1.351998
Prob(F-statistic)	0.827047		

و) النتائج في الشكل (٥-١١) تشير الى أن المتغير GDP يحتوي على جذر الوحدة أي أنه غير مستقر وذلك لان t المحتسبة والبالغة (-0.322401) هي أقل من قيمة t الجدولية لذلك نقبل فرضية العدم الذي ينص على وجود جذر الوحدة في السلسلة الزمنية المقدرة، ونرفض الفرض البديل. وهذا يعني أن المتغير GDP يصبح مستقر بعد أخذ الفرق الاول له. نتائج الفرق الاول موضحة في الشكل (٥-١٢).

ز) الشكل (٥-١٢) يشير الى رفض فرضية العدم وقبول الفرض البديل لان قيمة t المحتسبة والبالغة (-6.607376) هي أكبر من قيمة t الجدولية عند المستوى ١%. أي أن السلسلة الزمنية GDP أصبحت مستقرة stationary بعد أخذ الفرق الاول لها.



EViews

File Edit Object View Proc Quick Options Window Help

Series: GDP

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Gen

الشكل ٥-

Phillips-Perron Unit Root Test on D(GDP)

Null Hypothesis: D(GDP) has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 1 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-6.607376	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.508326	
	5% level	-2.895512	
	10% level	-2.584952	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	1146.931
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	1121.949

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(GDP,2)
Method: Least Squares
Date: 08/20/10 Time: 00:32
Sample (adjusted): 1970Q3 1991Q4
Included observations: 86 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(GDP(-1))	-0.682762	0.102975	-6.630339	0.0000
C	16.00498	4.396717	3.640211	0.0005

R-squared	0.343552	Mean dependent var	0.206977
Adjusted R-squared	0.335737	S.D. dependent var	42.04441
S.E. of regression	34.26717	Akaike info criterion	9.929234
Sum squared resid	98636.06	Schwarz criterion	9.986311
Log likelihood	-424.9570	Hannan-Quinn criter.	9.952205
F-statistic	43.96140	Durbin-Watson stat	2.034425
Prob(F-statistic)	0.000000		

الفصل السادس

أختبارات التكامل المشترك

Cointegration Tests

١ـ أطار مفاهيمي للتكامل المشترك

٢ـ طرق أختبار التكامل المشترك

- ✓ **أختبار أنجل ـ جرانجر Engle-Granger Test for Cointegration**
- ✓ **طريقة جوهانسن-جسلس Johansen-Juselius cointegration test**

الفصل السادس

أختبارات التكامل المشترك

Cointegration Tests

٦-١ أطار مفاهيمي للتكامل المشترك

يعتبر أختبار التكامل المشترك من الاختبارات الأساسية التي يجب القيام بها قبل البدء بعملية تقدير النماذج القياسية المختلفة بين المتغيرات المختلفة بهدف تجنب حالات التقدير الزائف spurious regression. في لغة الاقتصاد القياسي أن أي متغيران يكونان متكاملين تكاملا مشتركا فقط اذا كان بينهما علاقة طويلة الامد أو توازن في الامد الطويل. أن أختبارات التكامل المشترك تعتمد كثيرا على اختبارات جذر الوحدة stationarity.

مثال بسيط للتعرف على أهمية أختبارات التكامل المشترك :

أفترض أنه لدينا متغيرين x , y فأنه يمكن الحصول على ثلاثة حالات مختلفة من التكامل وهي :

أ) اذا كان $I(0) \sim Y_t$ و $I(1) \sim X_t$ فأن أي مزيج خطي لهذين المتغيرين سوف ينتج سلسلة زمنية من نوع $I(1)$ أي غير مستقرة. هذا يحدث لان سلوك المتغير غير المستقر هو الذي يسيطر على سلوك المتغير الاخر المستقر.

ب) أذا كان $I(1) \sim Y_t$ و $I(1) \sim X_t$ فأن أي مزيج خطي لهذين المتغيرين سوف يكون $I(1)$ أيضا. على الرغم من أن هذه الحالة هي الاكثر شيوعاً، الأ أنه من الممكن أيجاد حالات نادرة يكون فيها المزيج الخطي من نوع $I(0)$ أي مستقر. أذا حصلنا على هذه الحالة عندها يمكن القول أن المتغيرين Y_t و X_t بينهما تكامل مشترك من نوع (1,1).

ج) أذا كان $Y_t \sim I(0)$ و $X_t \sim I(0)$ فأن أي مزيج خطي لهذين المتغيرين ينتج سلسلة زمنية من نوع $I(0)$ ، وبالتالي لاتوجد هناك أي مشكلة ويمكن تقدير النموذج المطلوب.

٦-٢ طرق أختبار التكامل المشترك

يوجد هناك العديد من الطرق لأختباروجود التكامل المشترك ، ولكن هنا سيتم الاكتفاء بأستخدام طريقتين فقط هما Engle-Granger Test وطريقة جوهانسن-جسلس (Johansen-Juselius cointegration test).

٦-٢-١ أختبار أنجل - جرانجر Engle-Granger Test for Cointegration

يعد هذا الأختبار من أبسط الطرق المستخدمة في أختبار وجود التكامل المشترك في السلاسل الزمنية. من ضروريات التكامل المشترك أن يكون المتغيرات متكاملة من نفس الرتبة. لغرض تحديد نوع الرتبة order of integration نستخدم اختبار ADF او PP المتعلق بجذر الوحدة كما تم توضيحه في الفصل السابق. البرنامج EViews يساعدنا في تطبيق أختبار أنجل - جرانجر وفق الخطوات التالية :

أ) نستخدم أختبار جذر الوحدة سواء باستخدام طريقة ADF أو PP للمتغيرات على سبيل المثال Y, X لتحديد نوع الرتبة سواء كانت $I(0)$ أو $I(1)$. أذا كانت المتغيرات متكاملة من الرتبة $I(1)$ ننتقل الى الخطوة التالية.

ب) اختبار العلاقة طويلة الامد بين المتغيرات Y, X كما في الصيغة الاتية ، وهذا يعتمد على نوع العلاقة، بمعنى أخر يجب تحديد المتغير التابع و المستقل.

ls y c x   or

ls x c y

ج) نحصل على البواقي من النموذج المقدر من خلال كتابة الصيغة التالية في الشريط العام command

genr resy=resid

حيث أن : **resy** يشير الى البواقي و بأمكان تغير هذا الرمز الى أي رمز أخر تختاره.

د) نختبر جذر الوحدة للبواقي (resy) مع **مراعاة عدم ادخال الحد الثابت أو الاتجاه لاننا نتعامل مع البواقي وليس القيم الاصلية للمتغيرات.**

ه) نقارن قيمة t المحتسبة ليس مع القيم الجدولية الموجدة في النتائج وأنما مع القيم الجدولية المقترحة من قبل أنجل و جرانجر عام ١٩٨٧. و أن القيم الجدولية يمكن أيجادها في McKinnon 1991 و التي تعد الان المصدر الاساسي للقيم الجدولية . أذا كانت قيمة t المحتسبة أكبر من الجدولية أي أن البواقي هي من الرتبة ($I(0)$ لذلك نرفض فرضية العدم ونقبل الفرض البديل التي تنص على أن المتغيرات يوجد بينهما تكامل مشترك.

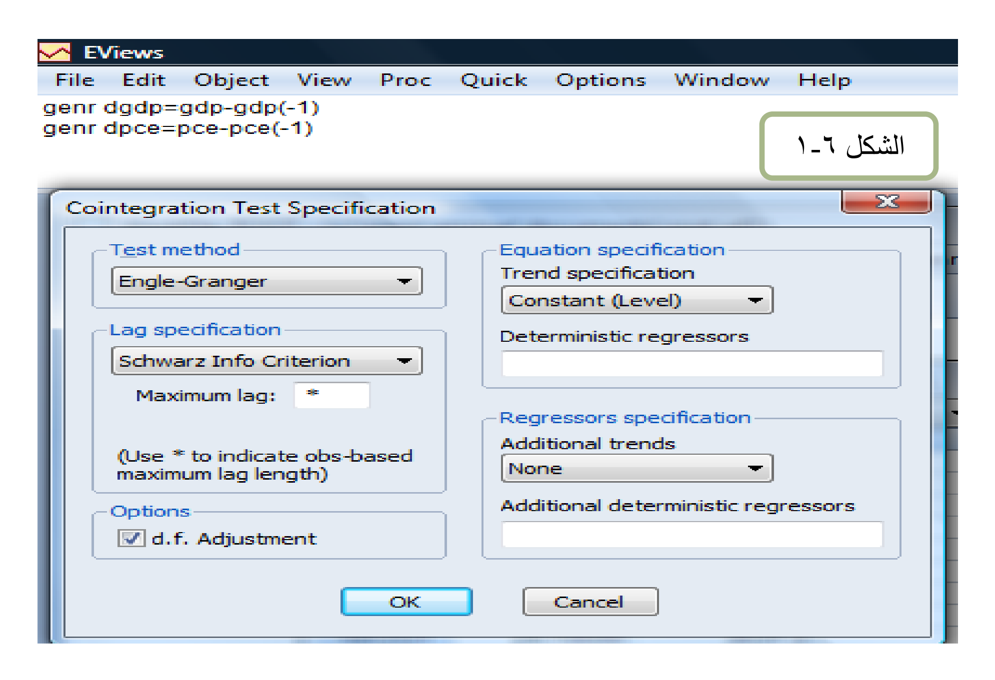
و) البرنامج EViews 7 بشكل خاص الان يحتوي على أيعاز مستقل ومباشر لغرض أحتساب **Engle-Granger Test for Cointegration** ، وهذه الطريقة تتبع الخطوات الاتية :

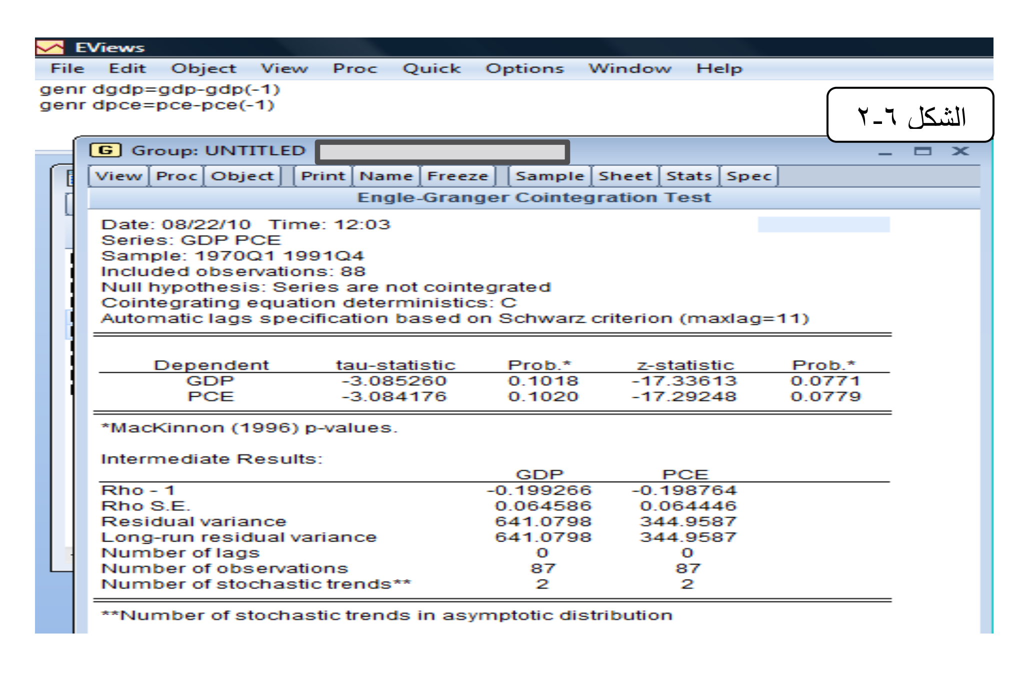
- ✓ أختار المتغيرات الداخلة في التحليل وأفتحها سوياً في ورقة عمل واحدة مستقلة.

✓ أذهب الى View\Cointegration Tests….\Single-Equation

Cointegration Test ، حيث سيظهر لك نافذة جديدة كما في الشكل (٦-١) حدد فيها

جميع المطلوب، وثم ok للحصول على النتائج كما في الشكل (٦-٢).





Engle-Granger Cointegration Test

Date: 08/22/10 Time: 12:03
Series: GDP PCE
Sample: 1970Q1 1991Q4
Included observations: 88
Null hypothesis: Series are not cointegrated
Cointegrating equation deterministics: C
Automatic lags specification based on Schwarz criterion (maxlag=11)

Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
GDP	-3.085260	0.1018	-17.33613	0.0771
PCE	-3.084176	0.1020	-17.29248	0.0779

*MacKinnon (1996) p-values.

Intermediate Results:

	GDP	PCE
Rho - 1	-0.199266	-0.198764
Rho S.E.	0.064586	0.064446
Residual variance	641.0798	344.9587
Long-run residual variance	641.0798	344.9587
Number of lags	0	0
Number of observations	87	87
Number of stochastic trends**	2	2

**Number of stochastic trends in asymptotic distribution

✓ من الشكل (٦-٢) نلاحظ أن قيمة tau statistic غير معنوية وهذا يشير الى عدم رفض فرضية العدم . أما قيمة z-statistic والتي تمثل معلمة الارتباط الذاتي والتي تشير الى أنها معنوية عند مستوى ٥% ، أي رفض فرضية العدم. ولكن طالما النتائج مختلطة فأننا نقرر بقبول فرضية العدم أي لا يوجد تكامل مشترك بين المتغيرات.

٦-٢-٢ طريقة جوهانسن- جسلس Johansen-Juselius cointegration test

أختبار جوهانسن- جسلس في البرنامج EViews يتطلب القيام بالخطوات التالية :

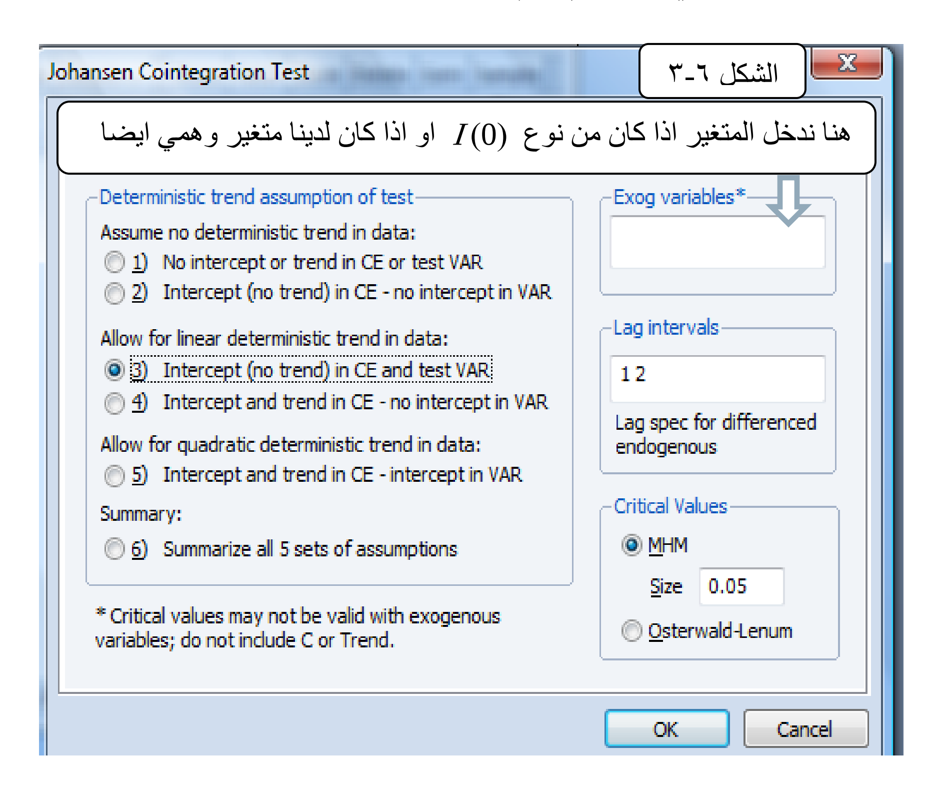
أ. تحديد نوع الرتبة order of integration سواء كان من نوع $I(0)$ أو $I(1)$ وذلك بأستخدام أختبار جذر الوحدة سواء بطريقة ADF أو PP للمتغيرات الداخلة في التحليل.

ب. تحديد عدد فترات التخلف الزمني للنموذج المطلوب أختباره، ويتم ذلك بأستخدام أما طريقة AIC or SBC criteria. الطريقة الاكثر شيوعاً في تحديد عدد فترات التخلف الزمني هو من خلال تقدير نموذج VAR متضمناً جميع المتغيرات عند المستوى level ، أي البيانات الاصلية دون أجراء أي تغير عليها. أيضا يجب أختيار عدد كبير من فترات التخلف الزمني مثل ١٢ ومن ثم البدء بالتنازل الى الصفر. لكل نموذج مقدر نبحث عن أقل قيمة للـ AIC or SBC criteria . وبالتالي النموذج الذي يحتوي على أقل قيمة AIC or SBC criteria سيتم أختياره.

ج. أختيار النموذج الملائم للعناصر المحددة في أختبار جوهانسن- جسلس في نظام المتغيرات المتعددة . في الواقع يوجد هناك خمسة أنواع من النماذج تعتمد على الحد الثابت والاتجاه الزمني trend وهي كالاتي :

- لا يوجد حد ثابت و لا أتجاه زمني في نموذج Cointegration Equation CE or VAR. وهذه الحالة بعيدة عن الواقع لا سيما أن الحد الثابت هو مرغوب لغرض حساب التغيرات أو التعديلات في وحدات القياس للمتغيرات.
- حد ثابت بدون أتجاه في CE ولا يوجد حد ثابت في VAR. في هذه الحالة الحد الثابت هو مقيد للنموذج طويل الامد لغرض حساب التغيرات أو التعديلات في وحدات القياس للمتغيرات.
- حد ثابت في CE و في VAR ، ولا يوجد اتجاه زمني في CE و في VAR. في هذه الحالة لا يوجد هناك أتجاهات خطية في المستوى من البيانات ، لكن نسمح للتخصيصات للانجراف حول الحد الثابت. في هذه الحالة يفترض بأن الحد الثابت في CE هو ملغى بواسطة الحد الثابت في النموذج VAR تاركاً حد ثابت واحد فقط في النموذج قصير الامد.
- حد ثابت في CE و في VAR، أتجاه خطي في CE و لا يوجد أتجاه في VAR. في هذا النموذج نحن نضع أتجاه في CE كمتغير متجه مستقل لغرض أخذ في الحساب النمو الخارجي أو المستقل مثل التقدم التكنولوجي. نحن أيضاً نسمح للحد الثابت في كلا التخصيصات بينما لا يوجد أتجاه في العلاقة قصيرة الامد.
- حد ثابت و أتجاه تربيعي في CE حد ثابت و أتجاه خطي في VAR.هذا النموذج يسمح بالاتجاهات الخطية في نموذج قصير الامد ولذلك الاتجاه التربيعي في CE. في هذا النموذج كل شيء غير مقيد. لكن هذا النموذج صعب التفسير من وجهة النظر الاقتصادية لاسيما عندما تكون البيانات التي نتعامل معها في الشكل اللوغارتيمي. لان أي نموذج مثل هذا

سوف يضمن معدلات نمو أو تغير أما تصاعدية أو تنازلية غير صحيحة. هذه النماذج الخمسة موضحة كما في الشكل (6-3).



د) أذهب الى Quick\Group Statistics\Cointegration Test عندها سيظهر لك نافذة جديدة أكتب فيها أسماء المتغيرات (السلاسل الزمنية) لغرض أختبار التكامل المشترك. ثم OK سيظهر لك الشكل رقم (٦-٣) و الموضح اعلاه .

هـ) أختار النموذج المطلوب من ١-٥ في الشكل (٦-٣) ثم OK ، للحصول على نتائج التكامل المشترك. الشكل (٦-٤) يعرض النتائج لثلاثة متغيرات والتي تختبر فرضية العدم التي مفادها أنه لا يوجد تكامل مشترك بين المتغيرات مقابل الفرضية البديلة.

و) تحليل النتائج :

سنعطي أهتمام كبير للقسمين الاول و الثاني من النتائج و التي تعكس قيم كل من trace Statistic و قيم Max Eigenvalue Statistic فأذا كانت على سبيل المثال قيمة trace Statistic المحتسبة أكبر من الجدولية وبدلالة قيمة *P*-value فأننا نرفض فرضية العدم ونقبل الفرضية البديلة على أنه يوجد على الاقل أتجاه واحد من التكامل المشترك بين المتغيرات. أي أنه يوجد علاقة طويلة الامد بين المتغيرات وهذا يساعدنا في الاستمرار في تقدير النماذج المختلفة.

النتائج في الشكل (٦-٤) تم الحصول عليها بعد أختيار النموذج الثاني أو الرقم (٢) من القائمة في الشكل (٦-٣)، و التي تشير الى رفض فرضية العدم ، لأن قيم trace Statistic و قيم Max Eigenvalue المحتسبة هي أكبر من القيمة الجدولية أعتماداً على MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

الشكل ٦-٤

Date: 08/24/10 Time: 02:09
Sample (adjusted): 1970Q4 1991Q4
Included observations: 85 after adjustments
Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)
Series: GDP PCE PDI
Lags interval (in first differences): 1 to 2

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	**Trace Statistic**	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.380123	**62.49900**	35.19275	0.0000
At most 1 *	0.159149	**21.84914**	20.26184	0.0300
At most 2	0.080300	**7.115121**	9.164546	0.1205

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	**Max-Eigen Statistic**	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.380123	**40.64987**	22.29962	0.0001
At most 1	0.159149	**14.73401**	15.89210	0.0753
At most 2	0.080300	**7.115121**	9.164546	0.1205

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'*S11*b=I):

GDP	PCE	PDI	C
-0.027728	0.038297	-0.000759	13.80687
0.018360	-0.042859	0.017339	-10.11528
-0.008045	-0.017183	0.027800	-3.652378

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(GDP)	11.62926	-8.679356	-2.523013
D(PCE)	11.68757	-0.192858	-0.176651
D(PDI)	6.845380	1.034263	-6.546080

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood -1121.099

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

GDP	PCE	PDI	C
1.000000	-1.381174	0.027386	-497.9484
	(0.17739)	(0.17219)	(45.5038)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(GDP)	-0.322451
	(0.08730)
D(PCE)	-0.324067
	(0.04692)
D(PDI)	-0.189805
	(0.07797)

2 Cointegrating Equation(s): Log likelihood -1113.732

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

GDP	PCE	PDI	C
1.000000	0.000000	-1.301280	-421.1580
		(0.05263)	(152.743)
0.000000	1.000000	-0.961984	55.59798
		(0.03448)	(100.069)

	Adjustment coefficients (standard error in parentheses)	
D(GDP)	-0.481802	0.817353
	(0.09947)	(0.17192)
D(PCE)	-0.327608	0.455859
	(0.05627)	(0.09726)
D(PDI)	-0.170816	0.217826
	(0.09343)	(0.16148)

كما يمكن أعادة كتابة النتائج في الشكل (٦-٤) باختصار وبتوضيح اكبر كما في الشكل (٦-٥).

الشكل ٦-٥

Cointegration Test Results

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	**Trace Statistic**	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.380123	**62.49900**	35.19275	0.0000
At most 1 *	0.159149	**21.84914**	20.26184	0.0300
At most 2	0.080300	**7.115121**	9.164546	0.1205

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	**Trace Statistic**	0.05 Critical Value	Prob.**
r=0 *	0.380123	**62.49900**	35.19275	0.0000
r= 1 *	0.159149	**21.84914**	20.26184	0.0300
r= 2	0.080300	**7.115121**	9.164546	0.1205
r= عدد اتجاهات التكامل المشترك				
Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				

⋆ (Johansen-juselius Maximum likelihood Cointegration Tests)

Maximal Eigenvalue Test							
Null	Alternative	Statistic		مستوى معنوية ٥ %		مستوى معنوية ١ %	
		اتجاه	بدون اتجاه	اتجاه	بدون اتجاه	اتجاه	بدون اتجاه
r = 0	r = 1 **	42.17	38.81	31.46	28.14	36.65	33.24
r ≤ 1	r = 2	21.53	15.65	25.54	22.00	30.34	26.81
r ≤ 2	r = 3	8.85	6.11	18.96	15.76	23.65	20.20
Trace Test							
r = 0	r ≥ 1 **	78.09	63.21	62.99	53.12	70.05	60.16
r ≤ 1	r ≥ 2	35.91	24.40	42.44	34.91	48.45	41.07
r ≤ 2	r ≥ 3	14.36	8.74	25.32	19.96	30.45	24.60

(⋆) تم إجراء الاختبار باستخدام برنامج (EViews7) والقيم الجدولية مستخلصة من (Osterwald-Lenum: 1990)

حيث أن (r) يشير إلى عدد متجهات التكامل المشترك. (**) تشير إلى رفض الفرض العدمي بعدم وجود أي متجه للتكامل المشترك، وتشير كل من إحصائية (Maximal Eigenvalue Test) و (Trace) قبول الفرض البديل بوجود متجه تكامل مشترك واحد عند مستوى ٥% و ١% سواء في ظل وجود اتجاه أو عدم وجوده.

الفصل السابع

تقدير نموذج الانحدار الذاتي المتجه VAR

Estimation of Vector Autoregressive Model VAR

١- أطار مفاهيمي لنموذج الـ VAR

٢- تقدير نموذج VAR بأستخدام البرنامج EViews

٣- أختبارات كفاءة النتائج لنموذج VAR

٤- أختبارات كرانجر للسببية للنموذج VAR The VAR Granger Causality Tests

٥- أختبار والد The VAR Lag Exclusive Wald Test

٦- أختيار عدد فترات التخلف الزمني Lag Order Selection Criteria

الفصل السابع

تقدير نموذج الانحدار الذاتي المتجه VAR

Estimation of Vector Autoregressive Model VAR

٧-١ أطار مفاهيمي لنموذج الـ VAR

كلمة الانحدار الذاتي Autoregressive تعني في الاقتصاد القياسي أن النموذج المراد تقديره يحتوي على قيم متخلفة زمنياً للمتغير التابع كأحد المتغيرات المستقلة. أنظر النموذج التالي :

$$Consumption = \beta 1 + \beta 2 \text{ income }_t + \boldsymbol{\beta 3} \textbf{\textit{ Consumption}}_{t-1} + u_t$$

المعادلات أدناه تعكس النموذج الاساسي للانحدار الذاتي المتجه VAR:

$$Y1_t = \alpha_1 + \sum_{j=1}^{k} \beta_{1j} Y1_{t-j} + \sum_{j=1}^{k} \delta_{1j} Y2_{t-j} + u_{1t} \quad \text{.................................... 1}$$

$$Y2_t = \alpha_2 + \sum_{j=1}^{k} \beta_{2j} Y1_{t-j} + \sum_{j=1}^{k} \delta_{2j} Y2_{t-j} + u_{2t} \quad \text{.................................. 2}$$

من خلال هذا النموذج البسيط الذي يحتوي على متغيرين فقط هما (y_1 , y_2) نستطيع تحديد أربعة أتجاهات لسلوك هاتين الدالتين، بعبارة أخرى نستطيع تحديد أربعة أنواع من العلاقة السببية بين هذين المتغيرين وكما يلي :

أ. علاقة من أتجاه واحد أذا كان (y_2) من المعادلة (١) معنوي وأن (y_1) من المعادلة (٢) غير معنوي.

ب. علاقة من أتجاه واحد أذا كان (y_2) من المعادلة (١) غير معنوي وأن (y_1) من المعادلة (٢) معنوي.

ج. علاقة ذات أتجاهين اذا كان (y_2) من المعادلة (١) معنوي وأن (y_1) من المعادلة (٢) معنوي أيضاً.

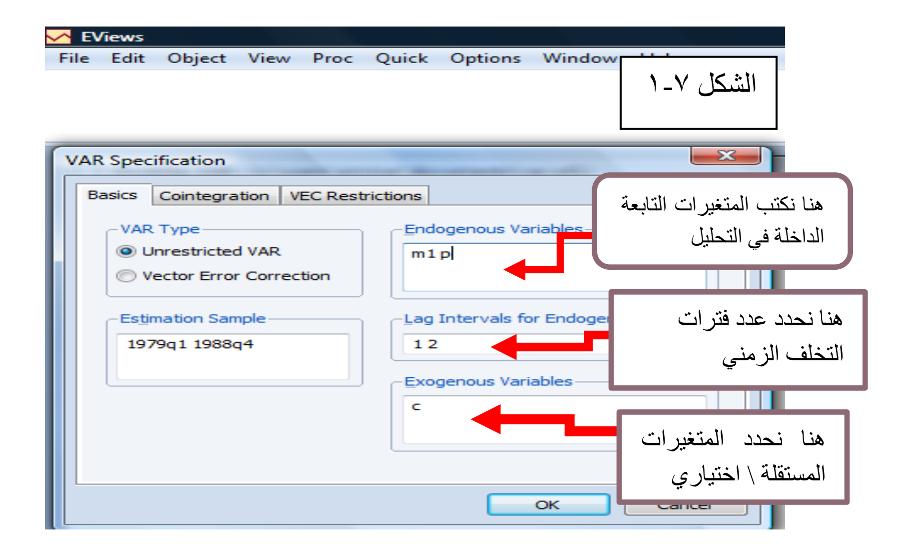
د. لا توجد علاقة أطلاقاً أذا كان (y_2) من المعادلة (١) غير معنوي وأن (y_1) من المعادلة (٢) غير معنوي أيضاً.

٢-٧ تقدير نموذج VAR بأستخدام البرنامج EViews

لغرض القيام بتقدير نموذج VAR في البرنامج EViews نتبع الخطوات التالية :

١) قبل تقدير النموذج بأستخدام أسلوب VAR يجب التأكد بأن جميع المتغيرات الداخلة في التحليل هي مستقرة Stationary ويوجد بينهما تكامل مشترك Cointegration وهذان الموضوعان المهمان قد تم توضيحمها في الفصول السابقة.

٢) اذهب الى Quick\Estimate VAR... بعدها سوف يظهر لك مربع حوار كما في الشكل (٧-١)، و ثم عليك تحديد العناصر الاصاسية الداخلة في التحليل.



الشكل ٧-١

٣) بعدها أضغط على OK ستظهر لك النتائج التالية الموضحة في الشكل (٧-٢).

الشكل ٧-٢

Vector Autoregression Estimates
Date: 08/15/10 Time: 00:07
Sample (adjusted): 1979Q3 1988Q4
Included observations: 38 after adjustments
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

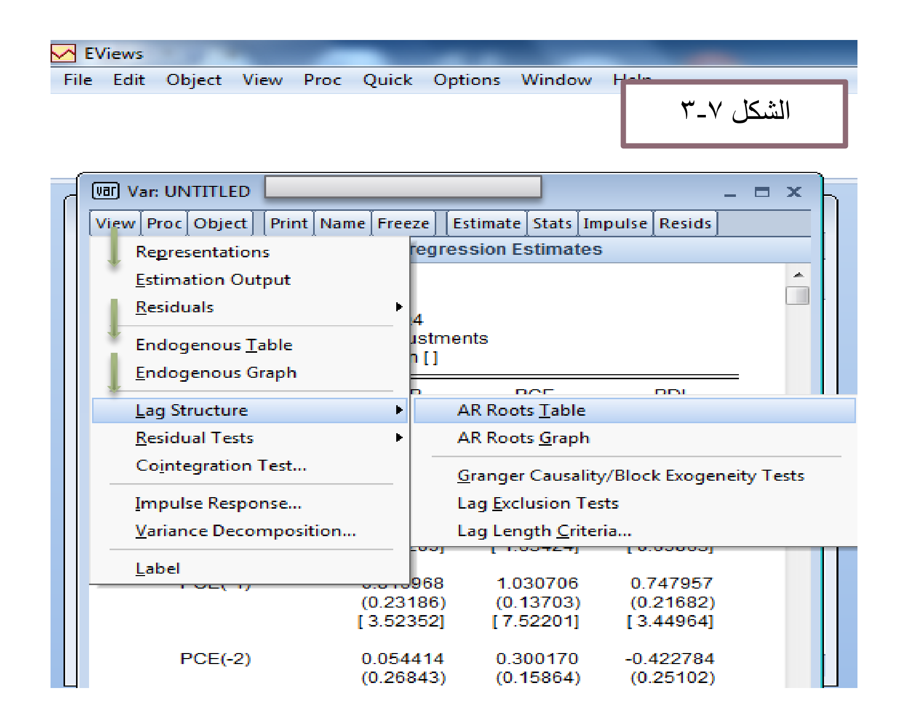
	M1	P
M1(-1)	1.155075	-4.23E-06
	(0.17546)	(1.1E-05)
	[6.58301]	[-0.37399]
M1(-2)	-0.175194	8.74E-06
	(0.18424)	(1.2E-05)
	[-0.95093]	[0.73628]
P(-1)	1004.136	0.450160
	(2468.79)	(0.15898)
	[0.40673]	[2.83161]
P(-2)	237.1861	0.384930
	(2396.75)	(0.15434)
	[0.09896]	[2.49408]
C	-468.0211	0.078696
	(715.247)	(0.04606)
	[-0.65435]	[1.70862]
R-squared	0.985446	0.944468
Adj. R-squared	0.983682	0.937737
Sum sq. resids	11278528	0.046768
S.E. equation	584.6140	0.037646
F-statistic	558.6206	140.3142
Log likelihood	-293.3353	73.38290
Akaike AIC	**15.70186**	**-3.599100**
Schwarz SC	**15.91733**	**-3.383628**
Mean dependent	29206.46	1.132519
S.D. dependent	4576.572	0.150871

Determinant resid covariance (dof adj.)	451.7643
Determinant resid covariance	340.7004
Log likelihood	-218.6284
Akaike information criterion	12.03307
Schwarz criterion	12.46402

٤) نقوم بأختبار هل أن النتائج التي حصلنا عليها مستقرة وجيدة من خلال اجراء بعض الاختبارات الضرورية و كما موضحة في أدناه.

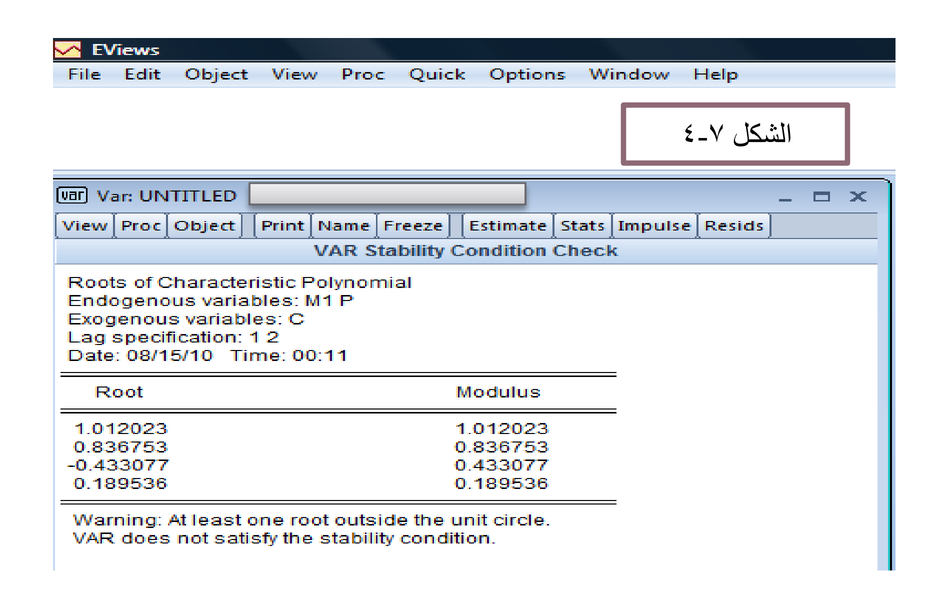
٧-٣ أختبارات كفاءة النتائج لنموذج VAR

أ) على نفس الصفحة التي تظهر فيها النتائج و الموضحة في الشكل (٧-٢) أذهب الى view و من ثم ستظهر لك قائمة جديدة أختار منها الايعاز Lag Structure كما موضح في الشكل (٧-٣).



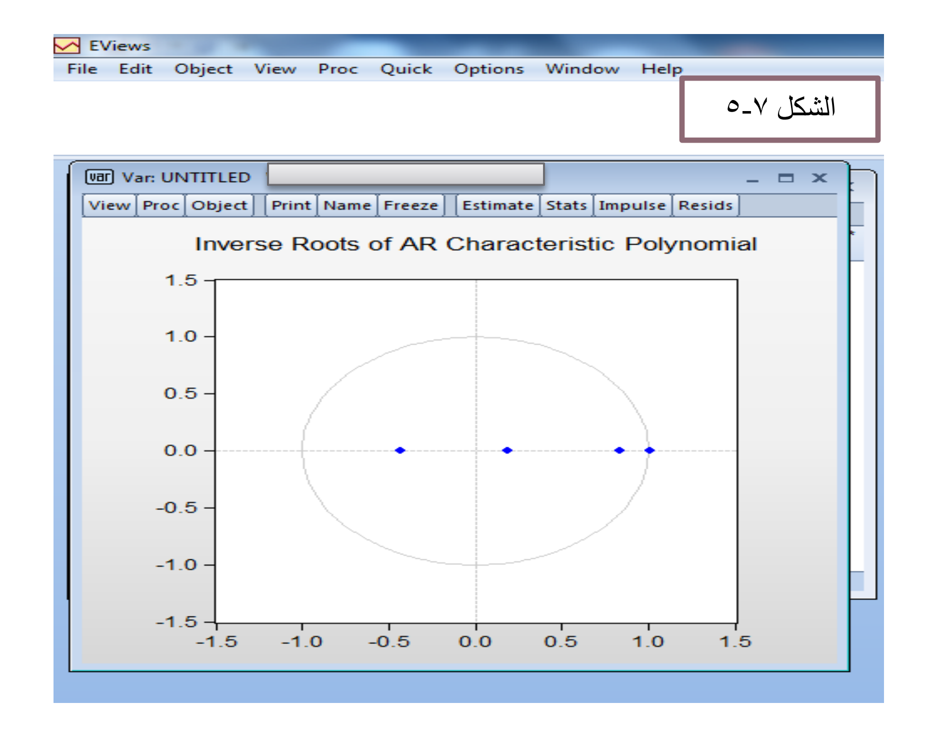
الشكل ٧-٣

ب) أختار من القائمة أعلاه AR Roots Table ليظهر لنا الشكل (٧-٤). حيث أن الشكل (٧-٤) يوضح بأنه يوجد جذر معقدة في النموذج وأن النموذج غير مستقر.



الشكل ٧-٤

ج) أختار من نفس القائمة التي تم شرحها في الفقرة (أ) أعلاه الامر AR Roots Graph ليظهر لك الشكل (٧-٥). هذا الشكل يوضح بأنه أحد الجذور يقع خارج دائرة الوحدة.



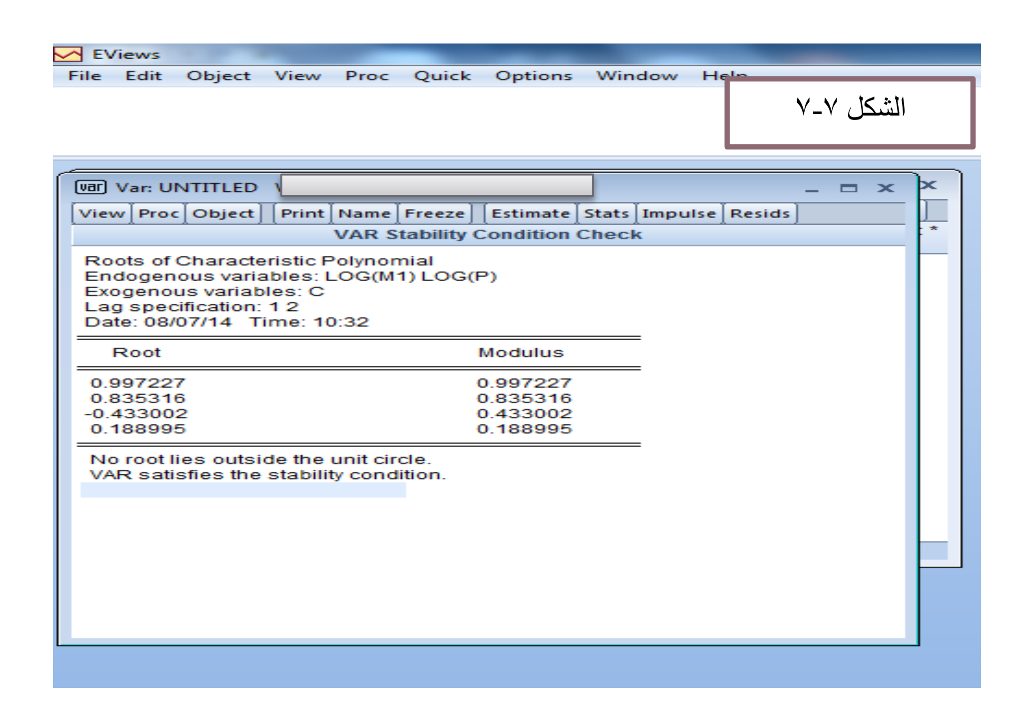
الشكل ٧-٥

د- القرار المطلوب اتخاذه في هذه الحالة : من النتائج المعروضة في الشكلين (٧-٤) و (٧-٥) يتضح بأن النموذج VAR المقدر هنا هو غير مستقر وغير جيد. لذلك الخيارات الاخرى الموجودة في القائمة (٧-٣) تعتبر غير لازمة أو ضرورية ولا حاجة لأجراءها. ونحن الان يجب أن نعيد صياغة النموذج VAR بطريقة أو باخرى للحصول على أضل النتائج. الان سوف نعدل النموذج من خلال أستخدام اللوغاريتم الطبيعي للمتغيرات الداخلة في النموذج المقدر ونقوم بعرض النتائج الجديدة بأتباع نفس الخطوات أعلاه، حيث سنحصل على النتائج التالية :

الشكل ٧-٦

Vector Autore... ...tes		
Date:		
Sample (adjuste... ...Q4		
Included observations: 38 after adjustments		
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]		
	LOG(M1)	LOG(P)
LOG(M1(-1))	1.147346	-0.132444
	(0.17285)	(0.29527)
	[6.63781]	[-0.44855]
LOG(M1(-2))	-0.175397	0.242126
	(0.17957)	(0.30675)
	[-0.97676]	[0.78932]
LOG(P(-1))	0.035705	0.441190
	(0.09252)	(0.15806)
	[0.38590]	**[2.79134]**
LOG(P(-2))	0.004594	0.382312
	(0.08874)	(0.15160)
	[0.05177]	**[2.52193]**
C	0.294877	-1.084246
	(0.54658)	(0.93370)
	[0.53950]	[-1.16123]
R-squared	0.984338	0.945562
Adj. R-squared	0.982440	0.938963
Sum sq. resids	0.013382	0.039051
S.E. equation	0.020137	0.034400
F-statistic	518.5056	143.2986
Log likelihood	97.15763	76.80940
Akaike AIC	**-4.850402**	**-3.779442**
Schwarz SC	**-4.634930**	**-3.563970**
Mean dependent	10.27068	0.115290
S.D. dependent	0.151962	0.139240
Determinant resid covariance (dof adj.)		4.50E-07
Determinant resid covariance		3.39E-07
Log likelihood		175.2023
Akaike information criterion		-8.694856
Schwarz criterion		-8.263912

الشكل ٧-٧



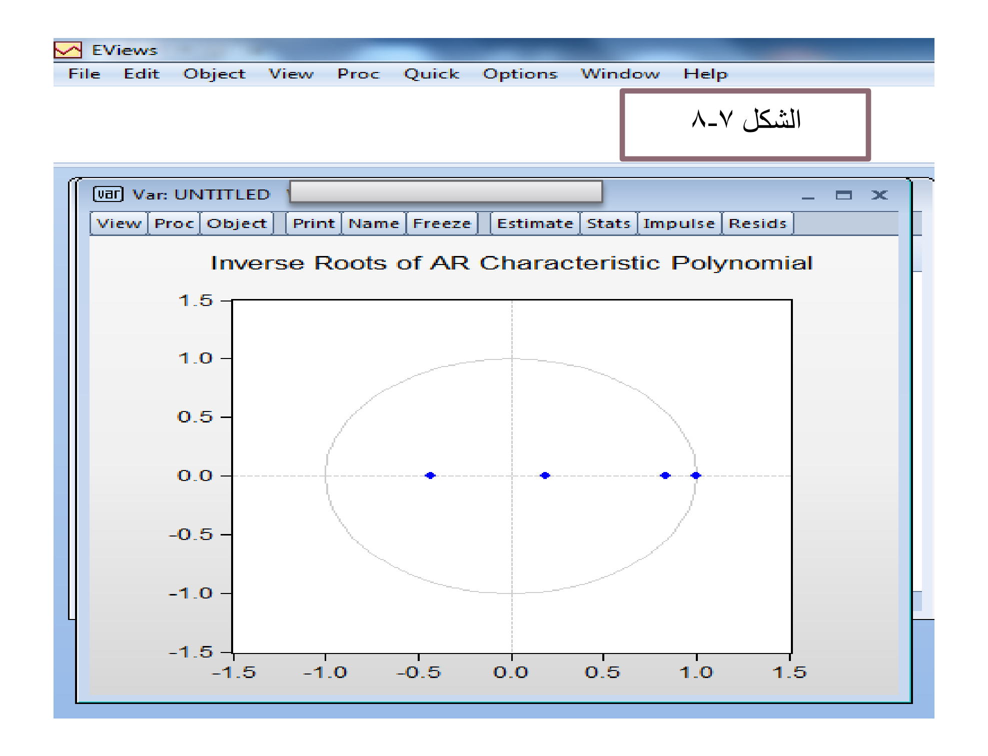
VAR Stability Condition Check

Roots of Characteristic Polynomial
Endogenous variables: LOG(M1) LOG(P)
Exogenous variables: C
Lag specification: 1 2
Date: 08/07/14 Time: 10:32

Root	Modulus
0.997227	0.997227
0.835316	0.835316
-0.433002	0.433002
0.188995	0.188995

No root lies outside the unit circle.
VAR satisfies the stability condition.

الشكل ٧-٨



هـ - التعليق على النتائج الجديدة أعلاه:

ملاحظة: نتائج نموذج VAR لا تعرض قيمة *p*-value لتحديد معنوية المتغيرات. لكن يمكن أن نستخدم قيمة t للدلالة على معنوية المتغيرات المستقلة. أذا كانت القيمة المحتسبة لـ t > ٢ او ١.٩٦ نستنتج بأن المتغير المستقل هو معنوي وله تاثير على المتغير التابع.

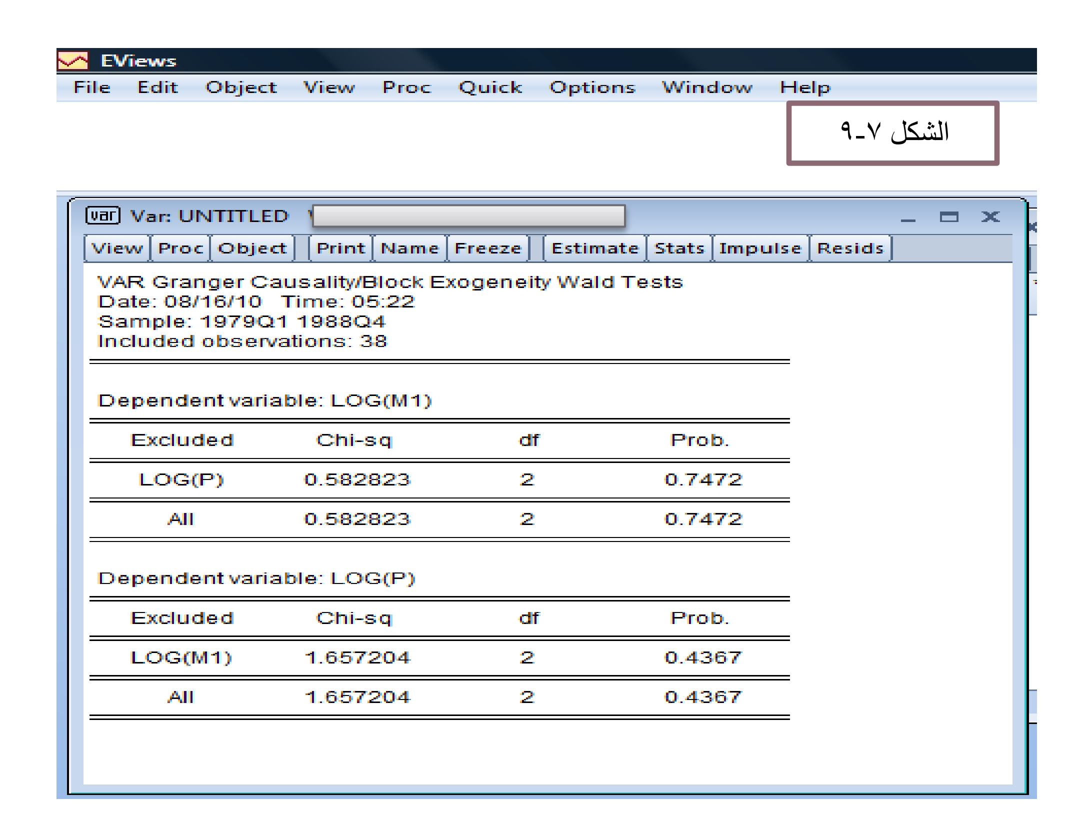
أن النتائج في الشكل (٧-٦) تشير الى أن ((LOG(M1(-1 بالنسبة للمعادلة الاولى، و أن ((LOG(P(-1 و ((LOG(P(-2 معنوية فقط بالنسبة للمعادلة الثانية. و أن قيم Akaike AIC و Schwarz SC في النوذج الثاني تشير الى أنها أفضل من الاول لان قيمتهما أقل.

أما النتائج في الشكلين (٧-٧) و(٧- ٨) يشيران الى أن النموذج المقدر هو مستوفي لشروط الاستقرارية أي أنه جيد و مستقر. لهذا يمكن الاستمرار في أستخدام الاختبارات الاضافية المشار اليها في الشكل (٧-٣) و كما موضحة في أدناه.

٧-٤ أختبارات كرانجر للسببية للنموذج The VAR Granger Causality Tests VAR

من خلال أختيار ....View\Lag Structure\Granger causality نستطيع الحصول على النتائج كما في الشكل (٧-٩). في القسم الاول من الشكل (٧-٩) تشير النتائج الى أن log (p) لا يؤثر في المتغير التابع (log(m1 من خلال قيمة chi-sq والتي تساوي (0.582823), وقيمة p-value غير المعنوية. القسم الثاني من النتائج تشير الى أن المتغير (log(m1 لا يؤثر في المتغير التابع (log(p من خلال قيمة chi-sq البالغة (١.٦٥٧٢٠٤٩) وأيضا

من قيمة p-value غير المعنوية. الأستنتاج الأخير من هذه النتائج هو أنه لايوجد أي نوع من العلاقات السببية الموضحة أعلاه بين المتغيرين log(m1) و log(p) .



VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
Date: 08/16/10 Time: 05:22
Sample: 1979Q1 1988Q4
Included observations: 38

Dependent variable: LOG(M1)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LOG(P)	0.582823	2	0.7472
All	0.582823	2	0.7472

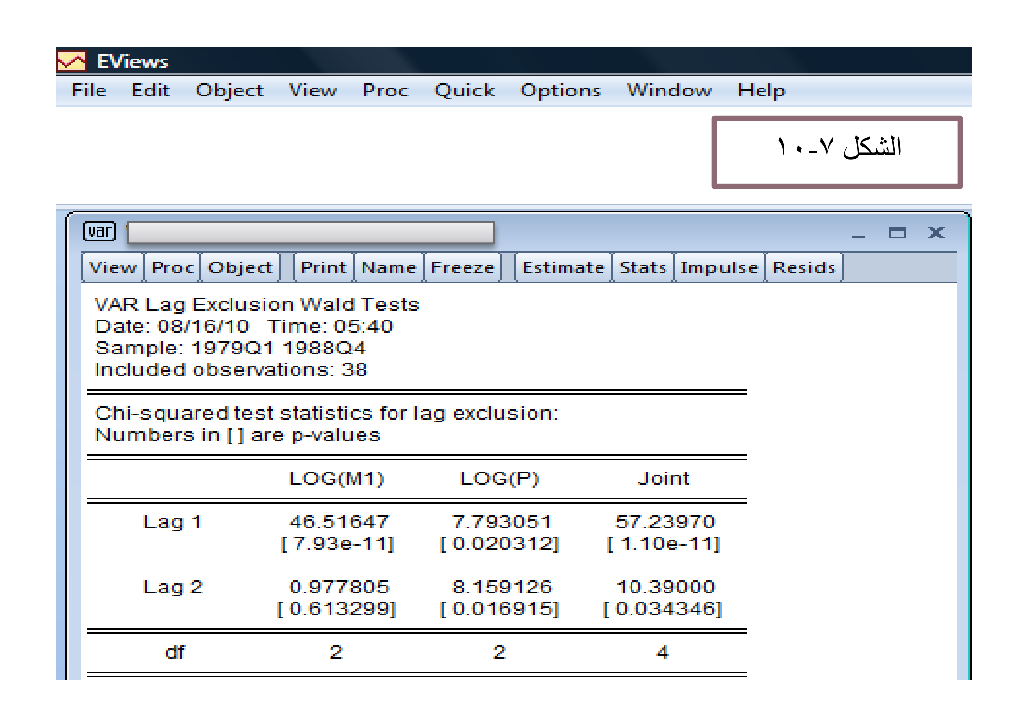
Dependent variable: LOG(P)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LOG(M1)	1.657204	2	0.4367
All	1.657204	2	0.4367

٧-٥ أختبار والد The VAR Lag Exclusive Wald Test

نستطيع الحصول على أختبار والد عن طريق الأختيار من الايعاز view الامر Lag Structure و من ثم الامر Lag exclusion test ، بعدها سنحصل على النتائج كما موضحة بالشكل (٧-١٠). حيث أن النتائج في الشكل (٧-١٠) تشير الى أن Lag 1 يختبر معنوية التخلف الزمني الاول للمتغيرين log(m1) و log(p) بالاضافة الى تأثيرهم المزدوج والتي تشير الى أنه

فقط log(p) معنوي. و أن Lag 2 يختبر معنوية التخلف الزمني الثاني للمتغيرين log(m1) و log(p) والتي تشير الى أنه فقط log(p) معنوي.



الشكل ٧-١٠

VAR Lag Exclusion Wald Tests
Date: 08/16/10 Time: 05:40
Sample: 1979Q1 1988Q4
Included observations: 38

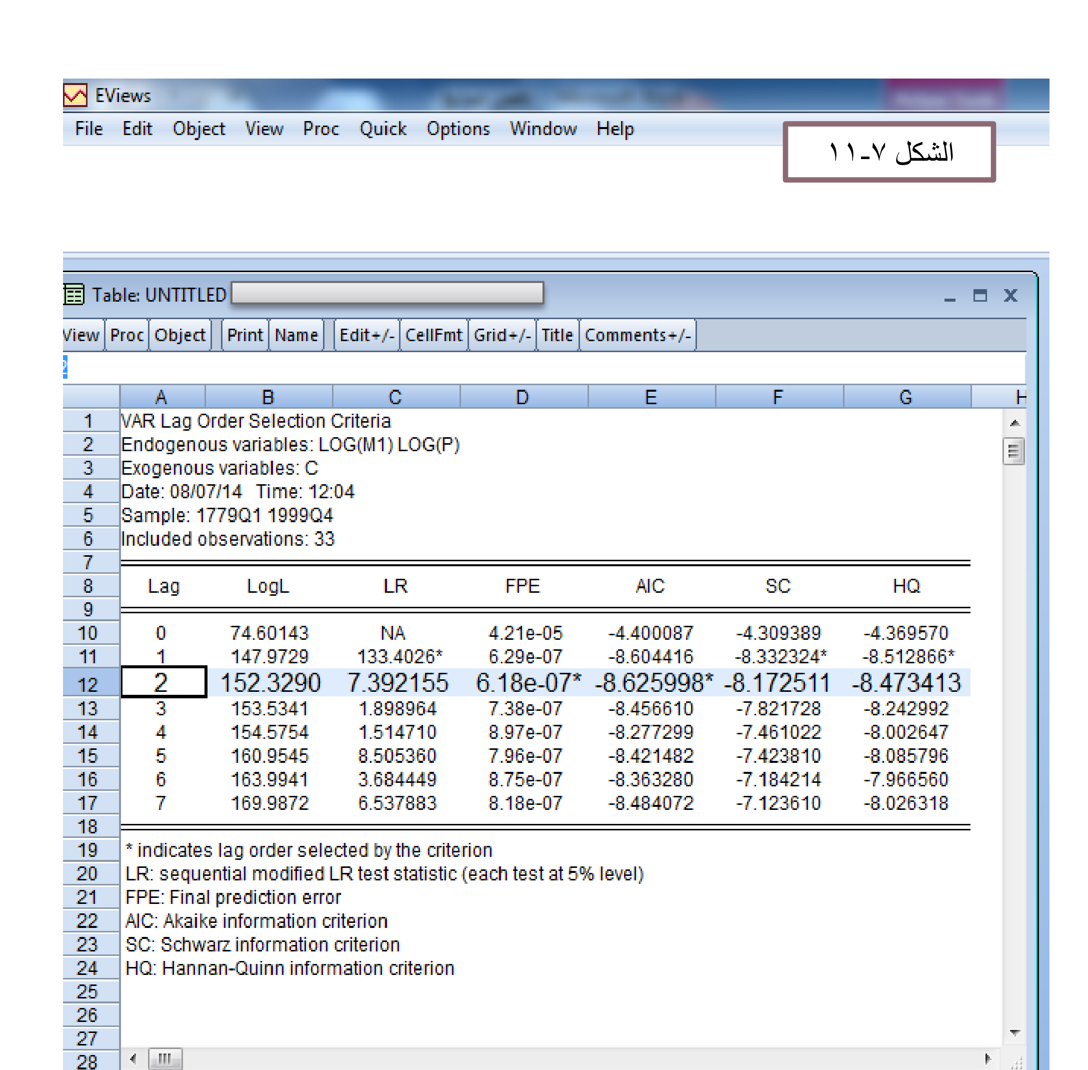
Chi-squared test statistics for lag exclusion:
Numbers in [ ] are p-values

	LOG(M1)	LOG(P)	Joint
Lag 1	46.51647	7.793051	57.23970
	[7.93e-11]	[0.020312]	[1.10e-11]
Lag 2	0.977805	8.159126	10.39000
	[0.613299]	[0.016915]	[0.034346]
df	2	2	4

٧-٦ أختيار عدد فترات التخلف الزمني Lag Order Selection Criteria

نستطيع أختيار عدد فترات التخلف لأي نموذج يحتوي على متغيرات تخلف زمني أعتماداً على معايير أحصائية ، حيث يتم ذلك من خلال أختيار View\Lag Structure\Lag Length criteria.... نستطيع الحصول على النتائج كما في الشكل (٧-11). النتائج في الشكل (٧-١١) تشير

الى أننا نختار فترتان زمنيتان فقط وفقاً لمعيار AIC و FPE والذي يشير الى أن تحديدنا المسبق لفترات التخلف الزمني هي صائبة و هي عددها أثنان.


الشكل ٧-١١

VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: LOG(M1) LOG(P)
Exogenous variables: C
Date: 08/07/14 Time: 12:04
Sample: 1779Q1 1999Q4
Included observations: 33

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	74.60143	NA	4.21e-05	-4.400087	-4.309389	-4.369570
1	147.9729	133.4026*	6.29e-07	-8.604416	-8.332324*	-8.512866*
2	152.3290	7.392155	6.18e-07*	-8.625998*	-8.172511	-8.473413
3	153.5341	1.898964	7.38e-07	-8.456610	-7.821728	-8.242992
4	154.5754	1.514710	8.97e-07	-8.277299	-7.461022	-8.002647
5	160.9545	8.505360	7.96e-07	-8.421482	-7.423810	-8.085796
6	163.9941	3.684449	8.75e-07	-8.363280	-7.184214	-7.966560
7	169.9872	6.537883	8.18e-07	-8.484072	-7.123610	-8.026318

* indicates lag order selected by the criterion
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
FPE: Final prediction error
AIC: Akaike information criterion
SC: Schwarz information criterion
HQ: Hannan-Quinn information criterion

الفصل الثامن

تقدير نموذج متجه تصحيح الخطأ

Vector Error Correction Model

VECM

١-مفهوم نموذج متجه تصحيح الخطأ

٢- تقدير نموذج متجه تصحيح الخطأ VECM بأستخدام البرنامج EViews

٣-أختبارات النموذج المقدر

٤-أختبار تشخيص المعلمات المقدرة

٥-اختبار سلامة النموذج المقدر

الفصل الثامن

تقدير نموذج متجه تصحيح الخطأ

Vector Error Correction Model VECM

٨-١ مفهوم نموذج متجه تصحيح الخطأ

أن نموذج متجه تصحيح الخطأ VECM هو عبارة عن نموذج الانحدار الذاتي المتجه المقيد Restricted Vector Autoregressive VAR المصمم للاستخدام مع السلاسل الزمنية **غير المستقرة** nonstationary و **لكنها متكاملة فيما بينها** cointegrated ، اي يوجد بين السلاسل الزمنية علاقة طويلة الامد. أن نموذج متجه تصحيح الخطأ يمتلك علاقات تكاملية مبنية على محددات تستطيع تقييد السلوك طويل الامد للمتغيرات الداخلية (المستقلة) لغرض تقاربها مع علاقاتها التكاملية ، بينما في الوقت نفسه، تسمح لاليات التكيف في الامد القصير. لذلك، فأن حد التكامل المشترك هو نفسه حد تصحيح الخطأ، طالما الانحرافات من التوازن طويل الامد يتم تصحيحها تدريجيا من خلال سلسلة التكيفات الجزئية قصيرة الامد.

٨-٢ تقدير نموذج متجه تصحيح الخطأ VECM بأستخدام البرنامج EViews

لغرض تقدير نموذج متجه تصحيح الخطأ بأستخدام البرنامج EViews نتبع الخطوات التالية :

١- نختار من شريط المهام الايعاز Quick و من ثم نختار الامر Estimate VAR كما موضح بالشكل ٨-١. و بعد الضغط على الامر الاخير سيظهر مربع حوار جديد.

٢- نختار من مربع الحوار الجديد الامر Vector Error Correction كما موضح في الشكل ٨-٢.

٣- نكتب المتغيرات المطلوب تقديرها في المكان المخصص لها و الموضحة في الشكل ٨-٢. و كذلك نحدد عدد فترات التخلف الزمني المطلوبة، اذا نريد تحدد فترات التخلف الزمني من ١ الى ٢ فنكتب الصيغة (١ ٢) في المكان المحدد و الموضح في الشكل ٨-٢ ايضا، اما اذا نريد تحديد فترتين للتخلف الزمني فقط فنكتب الصيغة (٢ ٢) في المكان المخصص.

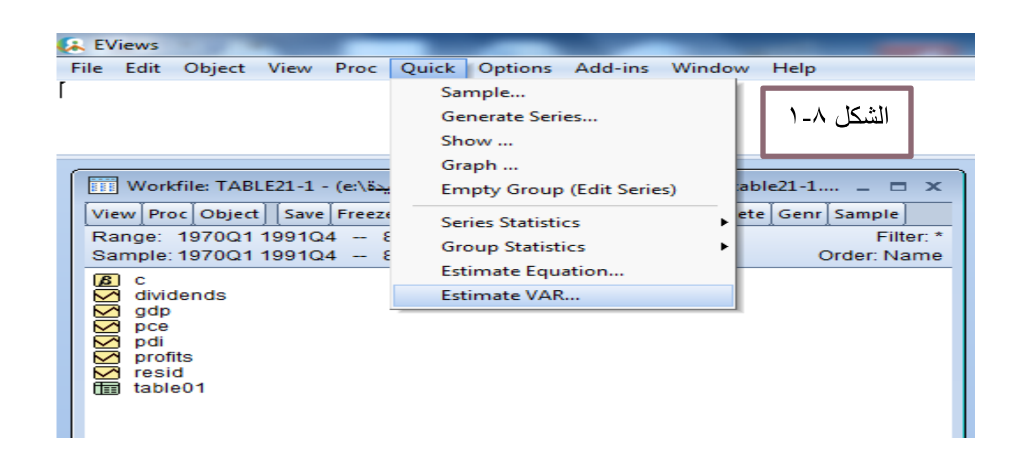
٤- بعدها نضغط على ok للحصول على النتائج المطلوبة لغرض التفسير، و كما موضحة في الشكل ٨-٣.

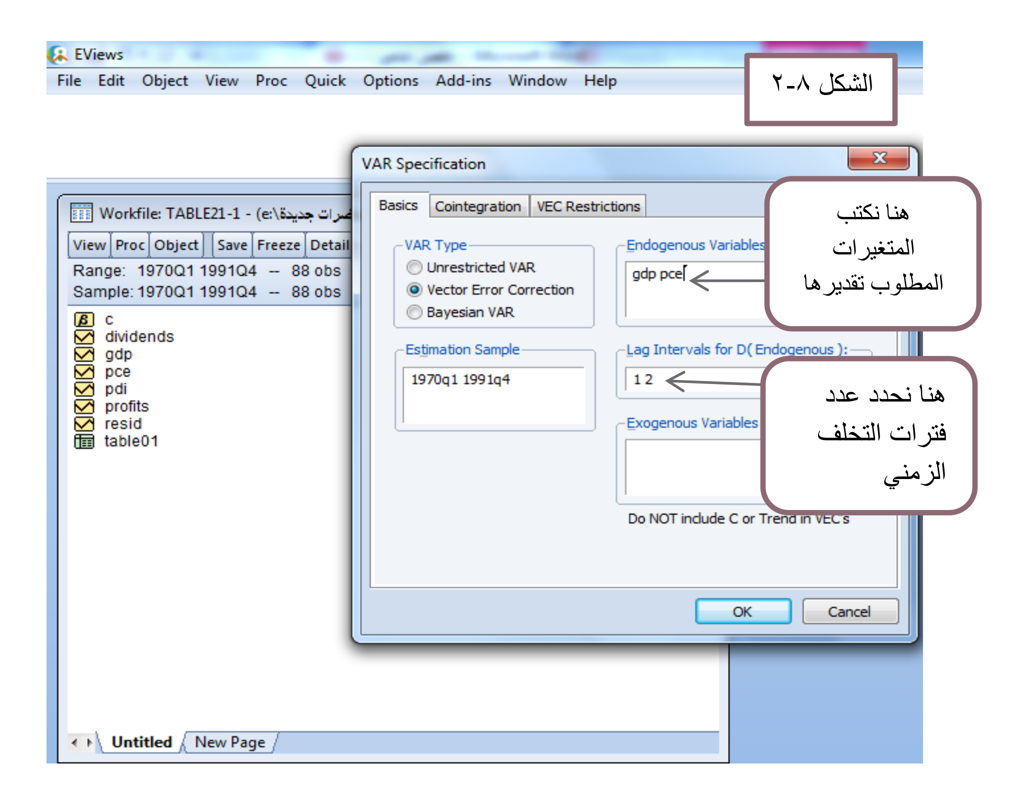
٥- ان النتائج التي حصلنا عليها و الموضحة بالشكل ٨-٣ لا يمكن تحديد معنويتها الا بعد اجراء الخطوات التالية :

أ) من نفس قائمة النتائج في البرنامج اختار الايعاز proc و من ثم الامر make system و من ثم اختار order by variable كما موضح بالشكل ٨-٤.

ب) بعدها سيظهر لك مربع حوار جديد يحتوي على معادلتين، الاولى تحتوي على ان المتغير الذي كتبناه في بداية التقدير و هو GDP كمتغير تابع، و المعادلة الثانية تظهر لنا بان المتغير الاخر PCE هو المتغير التابع. كما أنه من معادلة التكامل المشترك الاولى يجب اخذ البواقي لغرض حساب او الحصول على معامل تصحيح الخطأ و المتمثلة بالرمز c1 . اما الرموز الاخرى من المعادلة الاولى (c1- c5) نستطيع بواسطتها الحصول على التقديرات قصيرة الاجل للنموذج المقدر، و كما موضح بالشكل ٨-٥.

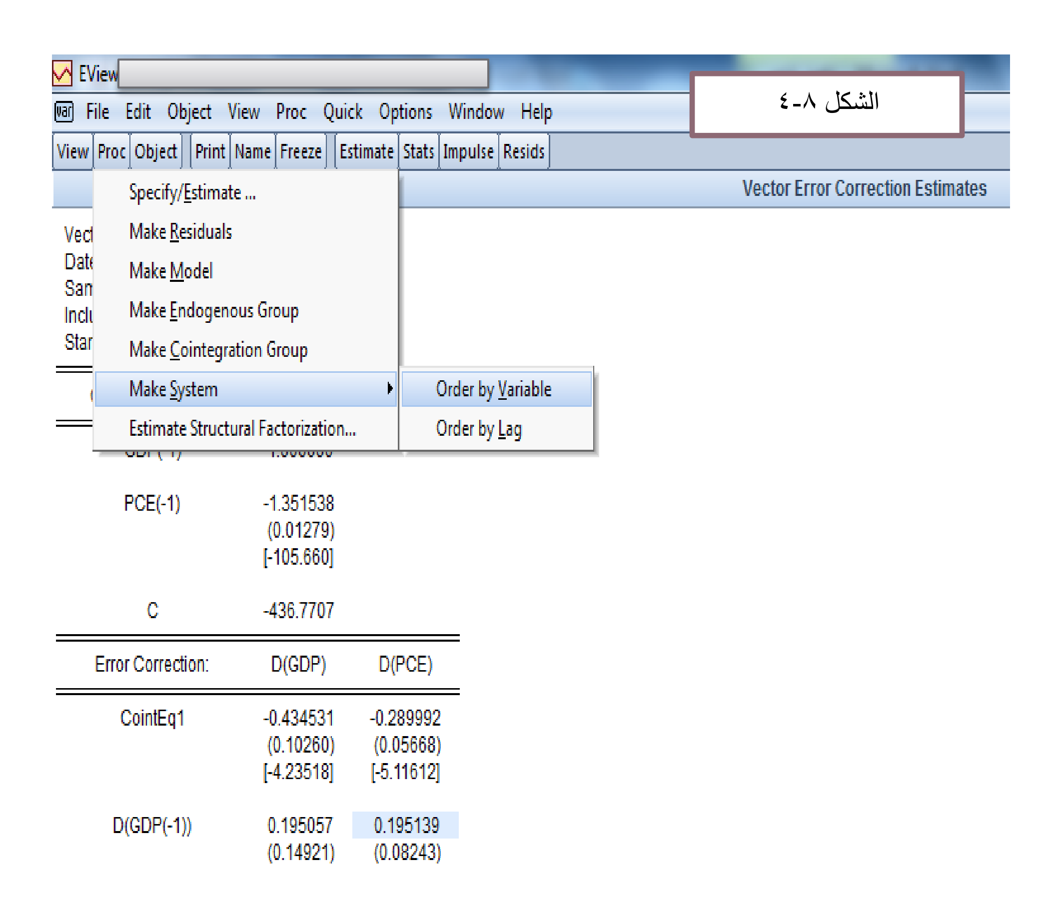
ج) نقوم بعدها بنسخ المعادلة الاولى و لصقها في حقل تقدير المعادلة equation estimation ، حيث ان هذا الامر الاخير موجود ضمن الايعاز Quick في شريط المهام للبرنامج، و من ثم الضغط على ok . بعدها سنحصل على النتائج المطلوبة و الموضحة في الشكل ٨-٦.

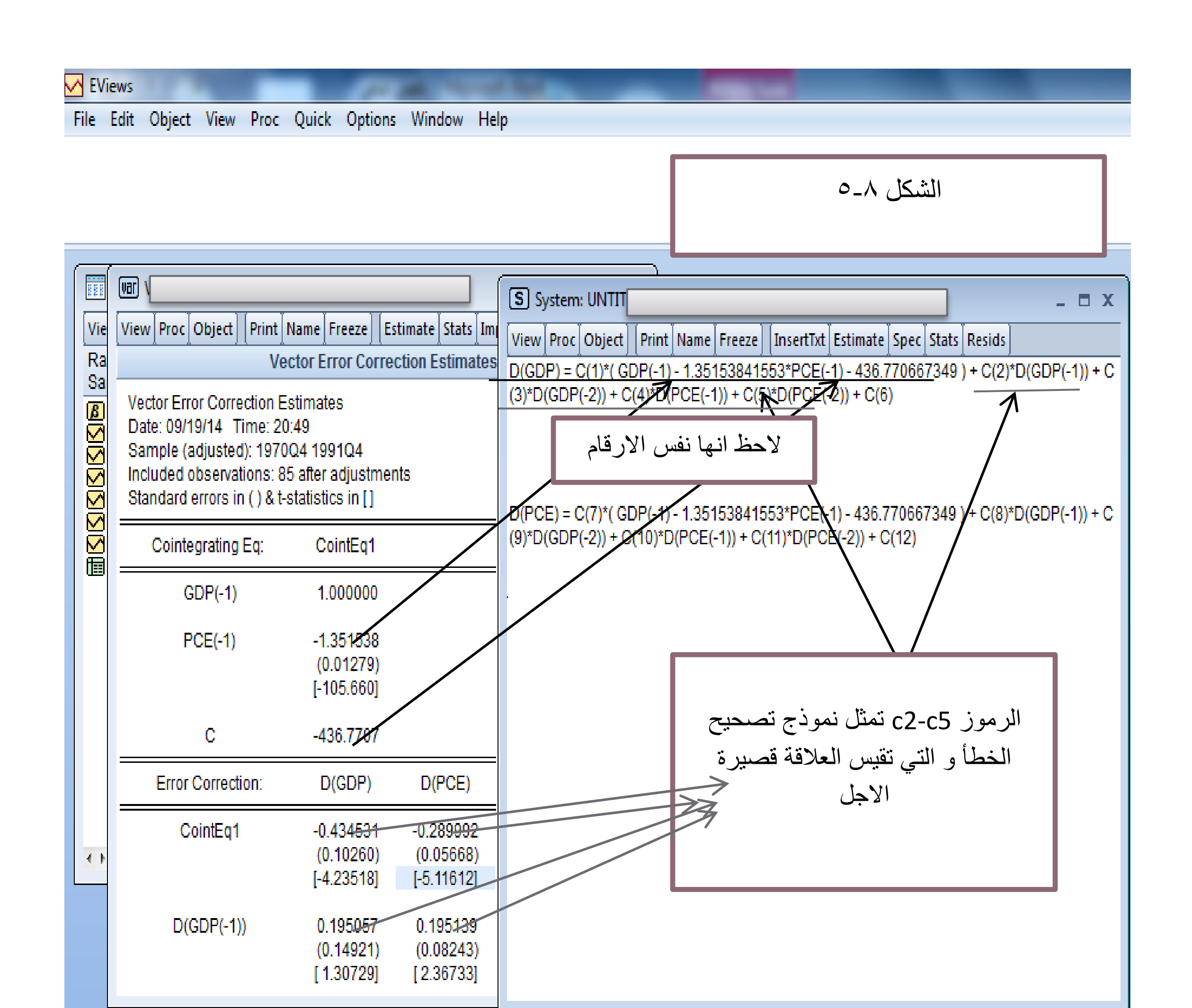

EViews
File Edit Object View Proc Quick Options Add-ins Window Help
Sample...
Generate Series...
Show ...
Graph ...
Empty Group (Edit Series)
Series Statistics
Group Statistics
Estimate Equation...
Estimate VAR...
الشكل ٨-١
Range: 1970Q1 1991Q4
Sample: 1970Q1 1991Q4
Filter: *
Order: Name
c
dividends
gdp
pce
pdi
profits
resid
table01

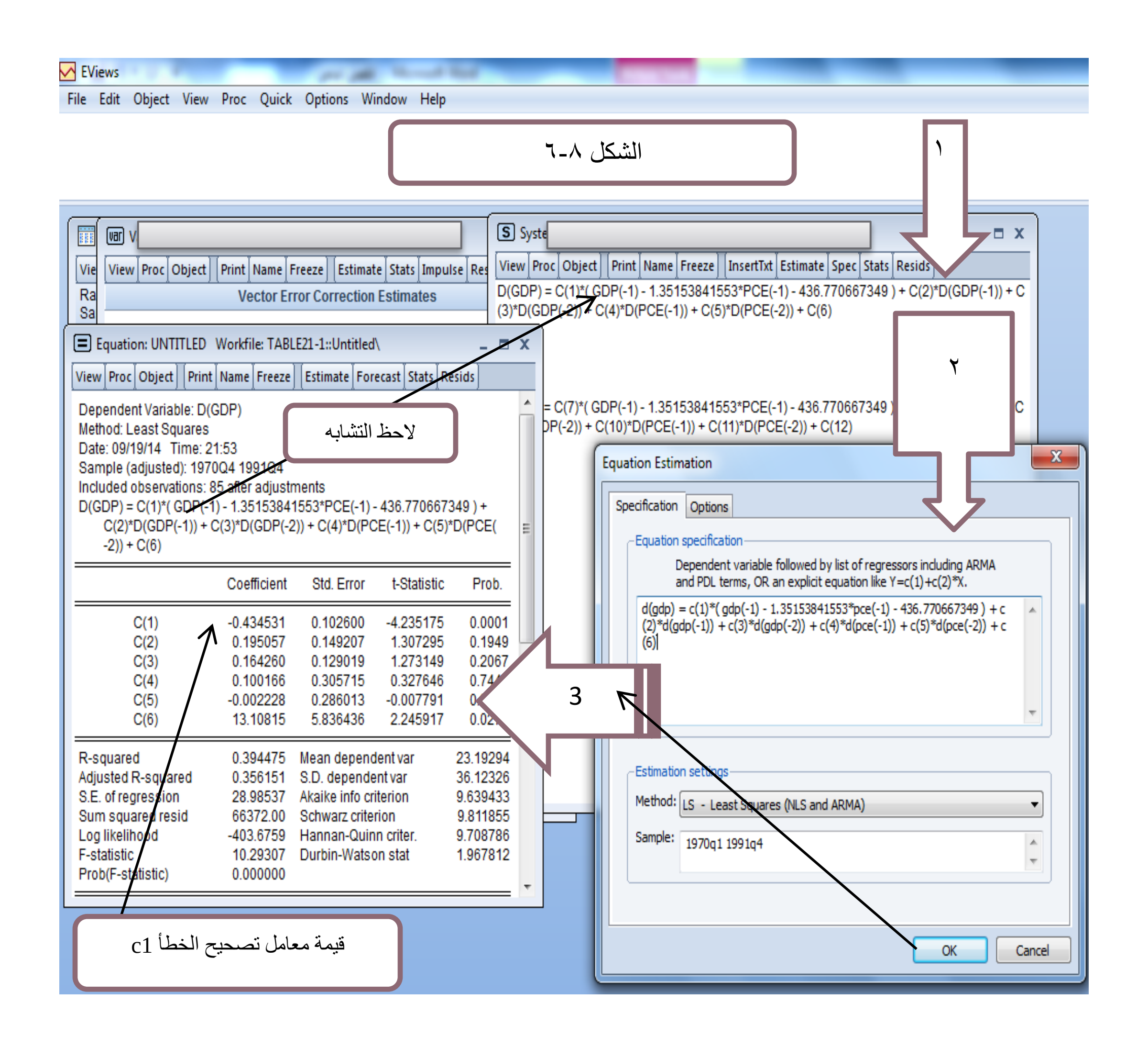

EViews
File Edit Object View Proc Quick Options Add-ins Window Help
الشكل ٨-٢
VAR Specification
Basics
Cointegration
VEC Restrictions
VAR Type
Unrestricted VAR
Vector Error Correction
Bayesian VAR
Endogenous Variables
gdp pce
هنا نكتب المتغيرات المطلوب تقديرها
Estimation Sample
1970q1 1991q4
Lag Intervals for D(Endogenous):
1 2
هنا نحدد عدد فترات التخلف الزمني
Exogenous Variables
Do NOT include C or Trend in VEC's
OK
Cancel
Range: 1970Q1 1991Q4 -- 88 obs
Sample: 1970Q1 1991Q4 -- 88 obs
c
dividends
gdp
pce
pdi
profits
resid
table01
Untitled
New Page

Vector Error Correction Estimates			الشكل ٨-٣
Date: 09/19/14 Time: 20:49			
Sample (adjusted): 1970Q4 1991Q4			
Included observations: 85 after adjustments			
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]			
Cointegrating Eq:	**CointEq1**		**معادلة التكامل المشترك التي تقيس العلاقة طويلة الاجل بين المتغيرات** (تشير النتائج الى وجود علاقة طويلة الاجل بسبب كبر قيمة t المحتسبة و البالغة [-105.660])
GDP(-1)	1.000000		
PCE(-1)	-1.351538		
	(0.01279)		
	[-105.660]		
C	-436.7707		
Error Correction:	**D(GDP)**	**D(PCE)**	**نموذج تصحيح الخطأ الذي يقيس العلاقة قصيرة الاجل بين متغيرات النموذج المقدر**
CointEq1	-0.434531	-0.289992	
	(0.10260)	(0.05668)	
	[-4.23518]	[-5.11612]	
D(GDP(-1))	0.195057	0.195139	
	(0.14921)	(0.08243)	
	[1.30729]	[2.36733]	
D(GDP(-2))	0.164260	0.168376	
	(0.12902)	(0.07128)	
	[1.27315]	[2.36228]	
D(PCE(-1))	0.100166	-0.396700	
	(0.30572)	(0.16889)	
	[0.32765]	[-2.34882]	
D(PCE(-2))	-0.002228	-0.254691	
	(0.28601)	(0.15801)	
	[-0.00779]	[-1.61188]	
C	13.10815	19.70286	
	(5.83644)	(3.22436)	
	[2.24592]	[6.11063]	
R-squared	0.394475	0.293452	
Adj. R-squared	0.356151	0.248734	
Sum sq. resids	66372.00	20257.05	
S.E. equation	28.98537	16.01307	
F-statistic	10.29307	6.562260	
Log likelihood	-403.6759	-353.2381	
Akaike AIC	9.639433	8.452661	
Schwarz SC	9.811855	8.625083	
Mean dependent	23.19294	17.01647	
S.D. dependent	36.12326	18.47472	

Determinant resid covariance (dof adj.)	145097.7		
Determinant resid covariance	125336.3		
Log likelihood	-740.1167		
Akaike information criterion	17.74392		
Schwarz criterion	18.14624		




EViews
File Edit Object View Proc Quick Options Window Help
الشكل ٨ـ٥
Vector Error Correction Estimates
Vector Error Correction Estimates
Date: 09/19/14 Time: 20:49
Sample (adjusted): 1970Q4 1991Q4
Included observations: 85 after adjustments
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]
Cointegrating Eq: CointEq1
GDP(-1) 1.000000
PCE(-1) -1.351538 (0.01279) [-105.660]
C -436.7707
Error Correction: D(GDP) D(PCE)
CointEq1 -0.434531 -0.289992 (0.10260) (0.05668) [-4.23518] [-5.11612]
D(GDP(-1)) 0.195057 0.195139 (0.14921) (0.08243) [1.30729] [2.36733]
System: UNTIT
D(GDP) = C(1)*(GDP(-1) - 1.35153841553*PCE(-1) - 436.770667349) + C(2)*D(GDP(-1)) + C(3)*D(GDP(-2)) + C(4)*D(PCE(-1)) + C(5)*D(PCE(-2)) + C(6)
D(PCE) = C(7)*(GDP(-1) - 1.35153841553*PCE(-1) - 436.770667349) + C(8)*D(GDP(-1)) + C(9)*D(GDP(-2)) + C(10)*D(PCE(-1)) + C(11)*D(PCE(-2)) + C(12)
لاحظ انها نفس الارقام
الرموز c2-c5 تمثل نموذج تصحيح الخطأ و التي تقيس العلاقة قصيرة الاجل



EViews
File Edit Object View Proc Quick Options Window Help
الشكل ٨-٦
١
٢
3
Vector Error Correction Estimates
View Proc Object Print Name Freeze InsertTxt Estimate Spec Stats Resids
D(GDP) = C(1)*(GDP(-1) - 1.35153841553*PCE(-1) - 436.770667349) + C(2)*D(GDP(-1)) + C
(3)*D(GDP(-2)) + C(4)*D(PCE(-1)) + C(5)*D(PCE(-2)) + C(6)
= C(7)*(GDP(-1) - 1.35153841553*PCE(-1) - 436.770667349)
DP(-2)) + C(10)*D(PCE(-1)) + C(11)*D(PCE(-2)) + C(12)
Equation: UNTITLED Workfile: TABLE21-1::Untitled\
View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids
لاحظ التشابه
Dependent Variable: D(GDP)
Method: Least Squares
Date: 09/19/14 Time: 21:53
Sample (adjusted): 1970Q4 1991Q4
Included observations: 85 after adjustments
D(GDP) = C(1)*(GDP(-1) - 1.35153841553*PCE(-1) - 436.770667349) + C(2)*D(GDP(-1)) + C(3)*D(GDP(-2)) + C(4)*D(PCE(-1)) + C(5)*D(PCE(-2)) + C(6)
Coefficient Std. Error t-Statistic Prob.
C(1) -0.434531 0.102600 -4.235175 0.0001
C(2) 0.195057 0.149207 1.307295 0.1949
C(3) 0.164260 0.129019 1.273149 0.2067
C(4) 0.100166 0.305715 0.327646
C(5) -0.002228 0.286013 -0.007791
C(6) 13.10815 5.836436 2.245917
R-squared 0.394475 Mean dependent var 23.19294
Adjusted R-squared 0.356151 S.D. dependent var 36.12326
S.E. of regression 28.98537 Akaike info criterion 9.639433
Sum squared resid 66372.00 Schwarz criterion 9.811855
Log likelihood -403.6759 Hannan-Quinn criter. 9.708786
F-statistic 10.29307 Durbin-Watson stat 1.967812
Prob(F-statistic) 0.000000
قيمة معامل تصحيح الخطأ c1
Equation Estimation
Specification Options
Equation specification
Dependent variable followed by list of regressors including ARMA and PDL terms, OR an explicit equation like Y=c(1)+c(2)*X.
d(gdp) = c(1)*(gdp(-1) - 1.35153841553*pce(-1) - 436.770667349) + c(2)*d(gdp(-1)) + c(3)*d(gdp(-2)) + c(4)*d(pce(-1)) + c(5)*d(pce(-2)) + c(6)
Estimation settings
Method: LS - Least Squares (NLS and ARMA)
Sample: 1970q1 1991q4
OK Cancel

الشكل ٨-٧	Dependent Variable: D(GDP)				
	Method: Least Squares				
	Date: 09/19/14 Time: 21:53				
	Sample (adjusted): 1970Q4 1991Q4				
	Included observations: 85 after adjustments				
	D(GDP) = C(1)*(GDP(-1) - 1.35153841553*PCE(-1) - 436.770667349) +				
	C(2)*D(GDP(-1)) + C(3)*D(GDP(-2)) + C(4)*D(PCE(-1)) + C(5)*D(PCE(				
			-2)) + C(6)		
		Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
معامل تصحيح الخطأ ECM	C(1)	-0.434531	0.102600	-4.235175	0.0001
	C(2)	0.195057	0.149207	1.307295	0.1949
	C(3)	0.164260	0.129019	1.273149	0.2067
	C(4)	0.100166	0.305715	0.327646	0.7440
	C(5)	-0.002228	0.286013	-0.007791	0.9938
	C(6)	13.10815	5.836436	2.245917	0.0275
	R-squared	0.394475	Mean dependent var	23.19294	
	Adjusted R-squared	0.356151	S.D. dependent var	36.12326	
	S.E. of regression	28.98537	Akaike info criterion	9.639433	
	Sum squared resid	66372.00	Schwarz criterion	9.811855	
	Log likelihood	-403.6759	Hannan-Quinn criter.	9.708786	
	F-statistic	10.29307	Durbin-Watson stat	1.967812	
	Prob(F-statistic)	0.000000			

الشكل ٨-٧ يشير الى أن معامل تصحيح الخطأ معنوي عند ٥% ، و انه تم تصحيح ما قيمته ٤٣% من الاختلال او الانحراف قصير الاجل في المتغير pce في السنة السابقة الى السنة الحالية، و المتمثل بقيمة c1. اما المعلمات قصيرة الاجل المتمثلة بالرموز c2-c5 فانها غير معنوية بدلالة

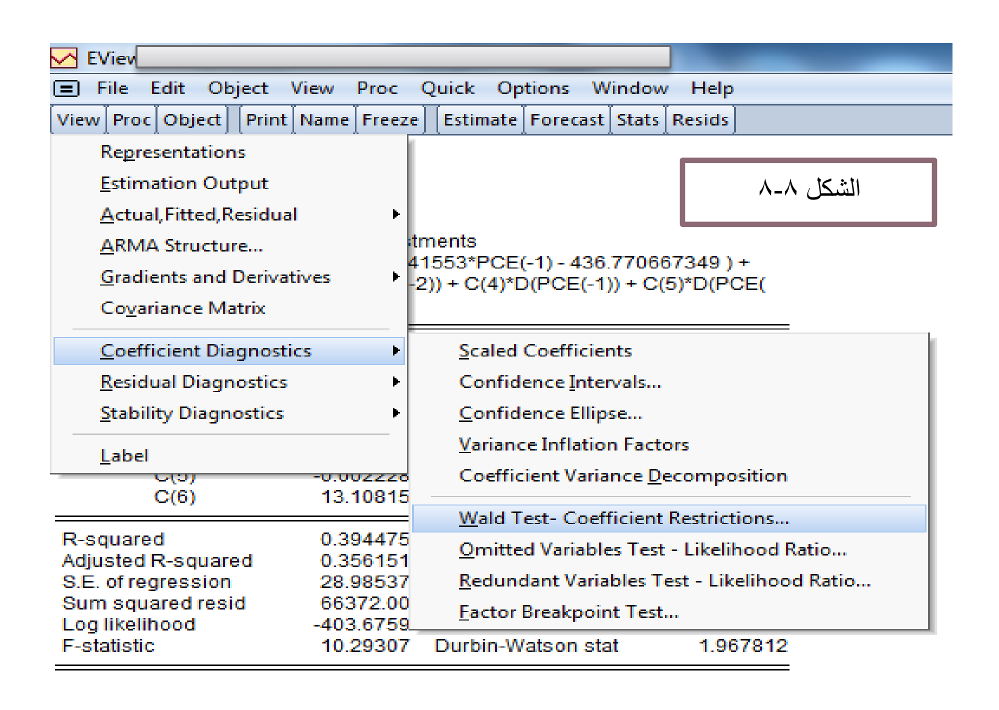
قيمة الاحتمالية .prob لكل متغير من المتغيرات، و التي تعني عدم وجود علاقة قصيرة الاجل بين المتغيرات المذكورة. اما الرمز c6 فيشير الى معلمة الحد الثابت و هو معنوي.

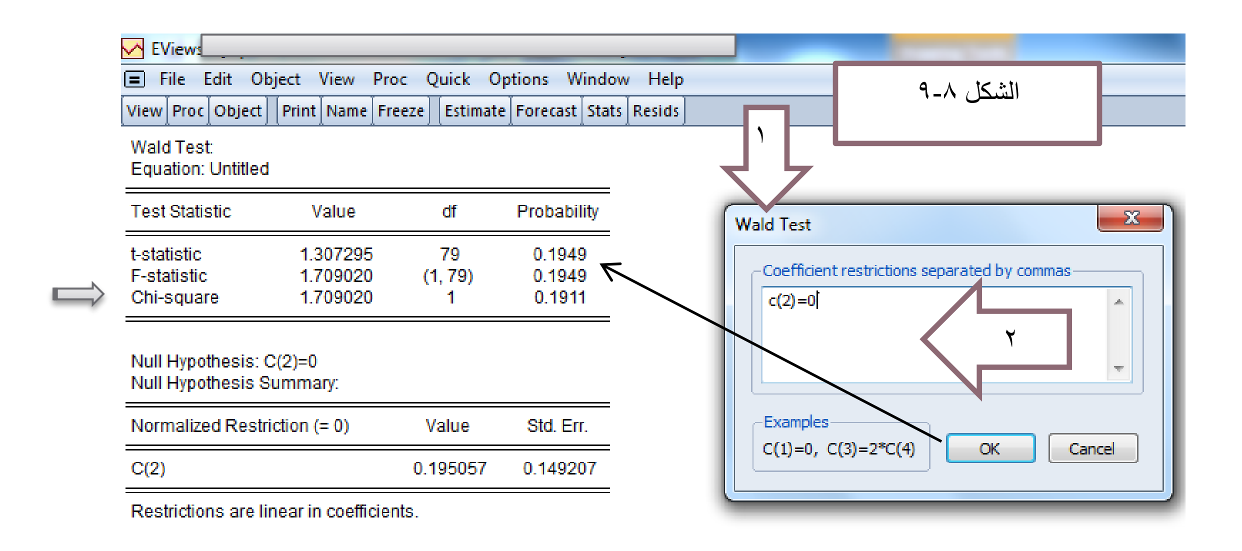
٨-٣ أختبارات النموذج المقدر

لغرض التاكد من صحة و دقة النتائج التي حصلنا عليها اعلاه فيجب اجراء بعض الاختبارات المهمة المتمثلة باختبار والد wald test الذي يفيد في تحديد العلاقة السببية قصيرة الاجل. كما يجب القيام باختبار السلامة و الكفاءة للنموذج المقدر بواسطة اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي باستخدام اختبار histogram- normality test .

٨-٣-١ أختبار تشخيص المعلمات المقدرة

لغرض اختبار معنوية المعلمات قصيرة الاجل المقدرة كما في الشكل ٨-٧، فانه بعد ظهور نتائج النموذج المقدر و المتمثلة بالشكل ٨-٧ فاننا نختار من الايعاز view الامر coefficient diagnostics و من ثم نختار الاختبار wald test كما في الشكل ٨-٨. لأنه بعد اختيار الاختبار الاخير سيظهر لك مربع حوار جديد . يجب ان نكتب في مربع الحوار هذا تقييدات للنموذج المقدر مثلا c(1)=0 و كما موضحة بالشكل ٨-٩.

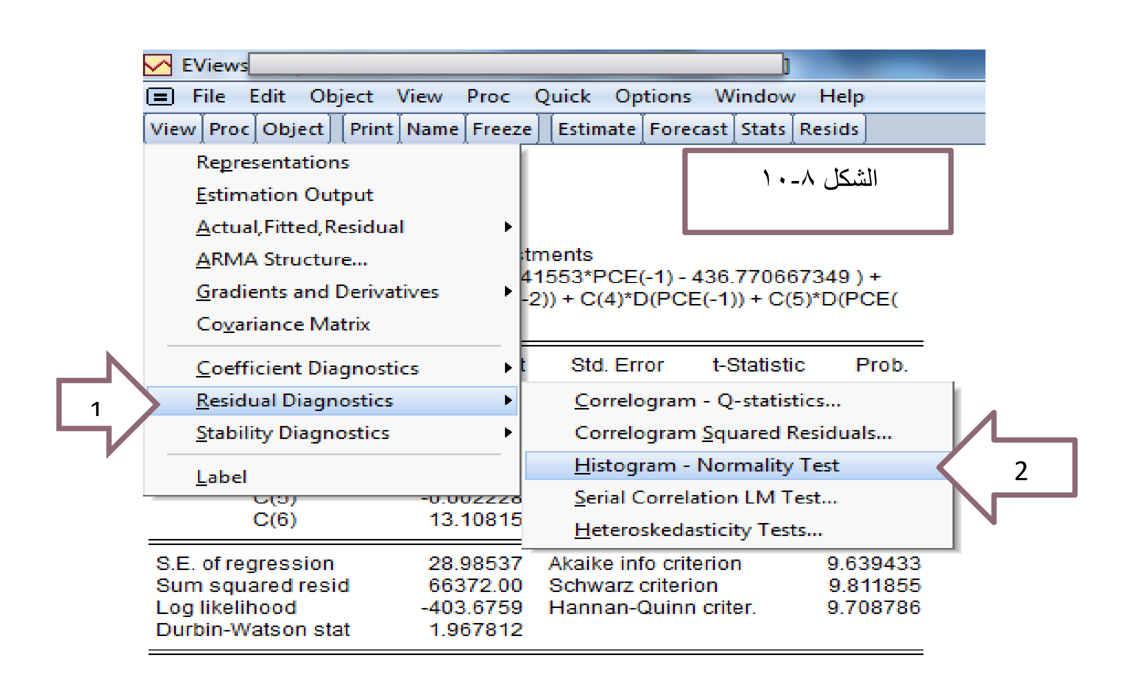




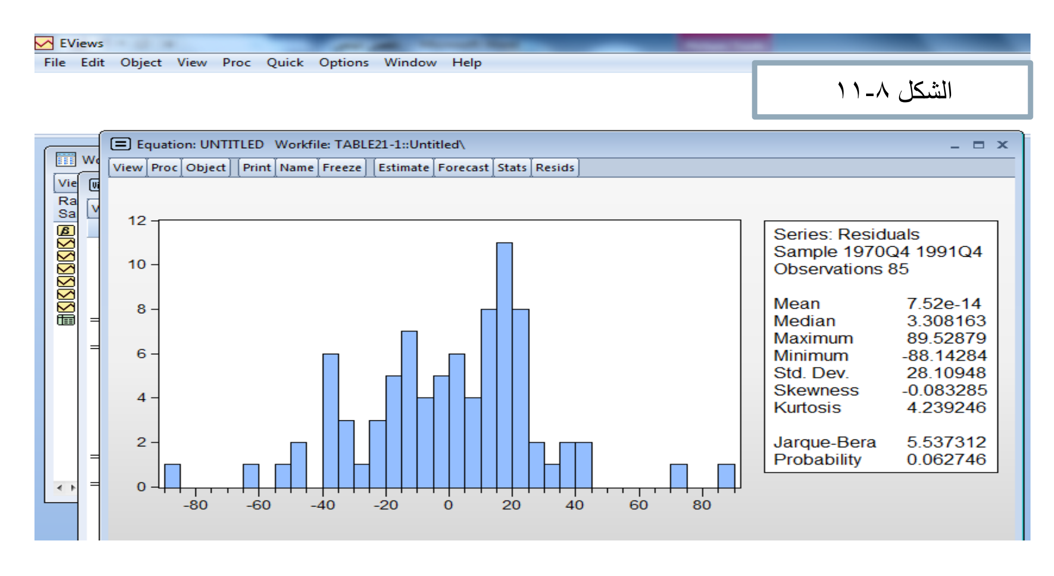
طالما قيمة chi-square غيرمعنوية بدلالة قيمة الاحتمالية prob. فان هذا يشير الى عدم وجود علاقة قصيرة الاجل بين متغيرات النموذج المقدر.

٨-٣-٢ اختبار سلامة النموذج المقدر

بعد ظهور النتائج الموضحة في الشكل ٨-٧ و لغرض اختبار سلامة او كفاءة النموذج المقدر فاننا نختار من القائمة الايعاز view و من ثم الامر residual diagnostics و بعدها الاختبار histogram-normality test كما موضحة بالشكل ٨-١٠.



الشكل ٨-١٠



الشكل ٨-١١

أن النتائج في الشكل (٨-١١) تشير الى أن معمل الالتواء skewness يساوي (-0.083285) و بأشارة سالبة و التي تشير الى ان توزيع الاخطاء له ذيل طويل نحو جهة اليسار (التواء سالب). أيضاً نجد أن معمل التفلطح kurtosis البالغ قيمته (4.239) أي أكبر من القيمة ٣ التي تكون خاصة للحالة الطبيعية، مما يدل على ان البواقي لها أطراف سميكة و تتسم بالتفلطح و انها لا تتبع التوزيع الطبيعي ، على الرغم من أنها قريبة جداً من التوزيع الطبيعي. أما أختبار Jarque-Bera فأنه يختبر فرضية العدم التي تنص على ان البواقي تتوزع توزيع طبيعي، مقابل الفرضية البديلة بان البواقي لا تتوزع توزيع طبيعي. لذلك فان قيمة أختبار Jarque-Bera تشير الى انه يجب قبول فرضية العدم لان قيمة الاحتمالية p-value البالغة (0.0627) هي اكبر من ٥% أي ان البواقي تتوزع توزيع طبيعي ، و ان هذا مؤشر جيد لجودة النموذج المقدر.

الفصل التاسع

الـــتـــنـــبــــــؤ Forecasting

١- مفهوم التنبؤ

٢- منـهجية بوكس- جينكنز

- ✓ نموذج الانحدار الذاتي Autoregressive (AR) Process
- ✓ نموذج المتوسط المتحرك Moving Average (AM) Process
- ✓ نموذج أنحدار ذاتي و متوسط متحرك

Autoregressive and Moving Average (ARMA) Process

- ✓ نموذج الانحدار الذاتي و المتوسط المتحرك المتكامل

Autoregressive Integrated Moving Average (ARIMA) Process

٣- خطوات التنبؤ وفقاً لمنهجية بوكس – جينكنز

- ☜ التعرف Identification
- ☜ تقدير النموذج الملائم Estimation
- ☜ الفحص التشخيصي Diagnostic Checking
- ☜ التنبؤ Forecasting

٤- التنبؤ بأستخدام نموذج VAR و VECM

- ❖ التنبؤ بأستخدام النموذج VAR
- ❖ التنبؤ بأستخدام النموذج VECM

الفصل التاسع

الــتــنــبـــؤ Forecasting

٩-١ مفهوم التنبؤ

أن التنبؤ جزء اساسي في تحليل الدراسات القياسية، و أنه للبعض يعد الجزء الاكثر اهمية في اعداد دراسة في الاقتصاد القياسي. كما انه لابد من التأكيد مرة اخرى هنا بأن نماذج التنبؤ تفترض

بأن المتغير أو السلسلة الزمنية المطلوب التنبؤ بها بأنها مستقرة stationary أو انها تصبح مستقرة بعد تحويلها بشكل ملائم. **و سوف يتناول هذا الفصل طريقتين من طرق التنبؤ و هما اولاً طريقة المتوسط المتحرك المتكامل ذات الانحدار الذاتي autoregressive integrated moving average و التي تعرف بمنهجية بوكس- جينكنز Box-Jenkins . و الطريقة الثانية تعرف بنموذج الانحدار الذاتي المتجه vector autoregressive .** كما أن البرنامج EViews يسمح لنا بالتنبؤ بالسلاسل الزمنية و كما سيتم توضيحه في هذا الفصل.

٩-٢ منهجية بوكس- جينكنز

اذا كانت بيانات السلسلة الزمنية مستقرة يمكن وصفها بواحد من النماذج التي تتبع منهجية بوكس – جينكنز ، و كما يلي :

٩-٢-١ نموذج الانحدار الذاتي Autoregressive (AR) Process

نفترض بأنه لدينا المتغير Y_t و الذي يمثل احد المتغيرات الاقتصادية ، لذلك فأن نموذج الانحدار الذاتي سيأخذ الصيغة التالية :

$$Y_t - \delta = \alpha_1 (Y_{t-1} - \delta) + \mu_t$$

حيث أن :

δ = متوسط للـ Y_t

μ_t = الخطأ العشوائي غير المرتبط ذاتيا مع متوسط قيمته صفر و تباين ثابت σ^2

أن هذا النموذج يطلق عليه نموذج الانحدار الذاتي من الرتبة الاولى AR (1). أي أن قيم المتغير Y عند الفترة t تعتمد على قيمته في الفترة السابقة و الخطأ العشوائي. بعبارة أخرى هذا النموذج يوضح بانه التنبؤ بقيم Y عند الفترة t هو بشكل بسيط يمثل بعض خصائص α_1 (اي قيمة Y المتخلفة زمنيا لسنة واحدة)، بالاضافة الى صدمة خارجية عند الفترة t . أي أن قيم Y تدور حول قيمها الوسيطة.

كما أنه قد يكون لدينا النموذج التالي

$$Y_t - \delta = \alpha_1 (Y_{t-1} - \delta) + \alpha_2 (Y_{t-2} - \delta) + \mu_t$$

أي أنه لدينا نموذج الانحدار الذاتي من الرتبة AR (2). و الذي يشير الى انه قيمة Y عند الفترة t تعتمد على قيمته خلال فترتين زمنيتين سابقتين.

عموماً يمكن كتابة الصيغة العامة لنموذج الانحدار الذاتي AR كما يلي :

$$Y_t - \delta = \alpha_1 (Y_{t-1} - \delta) + \alpha_2 (Y_{t-2} - \delta) + \ldots\ldots.. + \alpha_p (Y_{t-p} - \delta) + \mu_t$$

أي ان قيمة Y في الفترة t تعتمد على قيمة Y المتخلفة زمنيا لعدد من الفترات تساوي p ، و بالتالي فأن معادلة الانحدار الذاتي الاخيرة يمكن كتابتها بالصيغة AR(p).

٩-٢-٢ نموذج المتوسط المتحرك Moving Average (AM) Process

بأفتراض لدينا النموذج التالي

$$Y_t = \alpha_1 + \beta_0\, \mu_t + \beta_1\, \mu_{t-1}$$

حيث أن :

α = الحد الثابت μ = المتغير العشوائي

من المعادلة اعلاه فأن قيمة Y في الفترة t تساوي الحد الثابت بالاضافة الى المتوسط المتحرك **للمتغير العشوائي** للفترة الحالية و السابقة. حيث يمكن القول بأن Y يتبع المتوسط المتحرك للمتغير العشوائي من الرتبة الاولى MA (1) .

أما أذا كان لدينا النموذج التالي :

$$Y_t = \alpha_1 + \beta_0\ \mu_t + \beta_1\ \mu_{t-1} + \beta_2\ \mu_{t-2}$$

أي أن المتوسط المتحرك للمعادلة من الرتبة الثانية و الذي يكتب بالصيغة MA (2) .

و بشكل عام يمكن كتابة الصيغة التالية :

$$Y_t = \alpha_1 + \beta_0\ \mu_t + \beta_1\ \mu_{t-1} + \beta_2\ \mu_{t-2} + \ldots\ldots\ldots + \beta_q\ \mu_{t-q}$$

أي أن النموذج أعلاه من الرتبة MA (q) .

و بشكل مختصر، أن عملية متوسط الحركة هي المزيج الخطي للخطأ العشوائي.

٩-٢-٣ نموذج أنحدار ذاتي و متوسط متحرك

Autoregressive and Moving Average (ARMA) Process

أنه من المحتمل أن تكون قيمة Y لها خصائص كل من النموذجين السابقين AR و MA و لذلك يطلق عليها ARMA . لذلك Y_t يتبع ARMA (1,1) و التي يمكن كتابتها بالصيغة التالية :

$$Y_t = \theta + \alpha_1 Y_{t-1} + \beta_0 \mu_t + \beta_1 \mu_{t-1}$$

حيث أن θ تساوي الحد الثابت

أي ان قيمة Y في الفترة t تعتمد على قيمة AR(1) و MA(1) ، و بشكل عام يمكن كتابة الصيغة التالية :

ARMA (p,q)

حيث يوجد هنالك AR(P) و MA(q)

٩-٢-٤ نموذج الانحدار الذاتي و المتوسط المتحرك المتكامل

Autoregressive Integrated Moving Average (ARIMA) Process

النماذج السابقة أفترضت بأن السلسلة الزمنية للمتغير هي مستقرة، أي لها خصائص تتمثل في ثبات المتوسط و التباين و التباين المشترك، **و هذه نفسها خصائص أستقرار السلسلة الزمنية التي سبق توضيحها.**

و بما أن معظم المتغيرات الاقتصادية غير مستقرة، و أنها تصبح مستقرة بعد أخذ الفرق الاول لها او الفرق الثاني. لهذا يكون موضوع تحديد درجة التكامل للسلسلة الزمنية مسألة ضرورية جداً لغرض تحديد درجة التكامل سواء كانت I (1) أو I (2) ، و بشكل عام I (d) ، أي عدد فترات الفرق حتى تصبح السلسلة الزمنية مستقرة. لكي نطبق (ARIMA) لابد من معرفة عدد الفروق التي تحتاجها السلسلة الزمنية حتى تصبح مستقرة. حيث أنه أصبح بالامكان كتابة ARIMA و فق الصيغة التالية :

AR I MA (p,d,q)

٩-٣ خطوات التنبؤ وفقاً لمنهجية بوكس – جينكنز

أن منهجية بوكس – جينكنز للتنبؤ تعتمد على أربعة خطوات أساسية هي التعرف و التقدير و الفحص التشخيصي و التنبؤ و كما يلي :

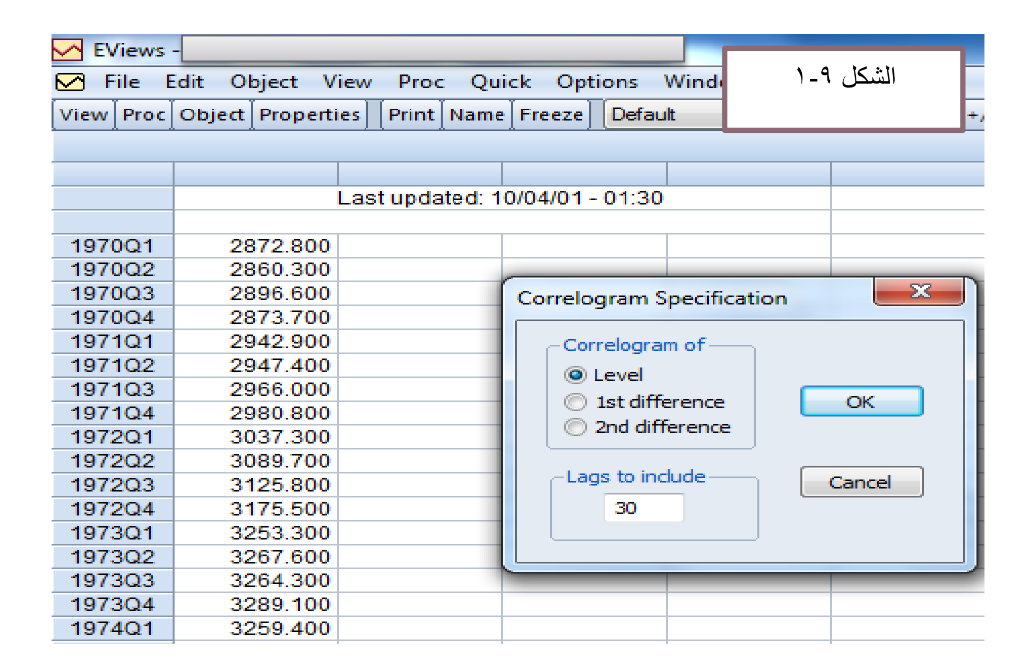
٩-٣-١ **التعرف Identification** : و المقصود به تحديد الرتب لكل من (p,d,q) لنموذج ARIMA سابق الذكر . و يكون التعرف على الرتب بالادوات التالية:

- **دالة الارتباط الذاتي autocorrelation function (ACF)** لغرض تحديد قيم (ρ_k)
- **دالة الارتباط الذاتي الجزئي Partial autocorrelation function (PACF)**
- **شكل الارتباط بين معامل كل دالة سابقة و طول الفجوة Correlogram**

أي بأختصار يجب التعرف على سكون (أستقرار) السلسلة الزمنية بواسطة دالة الارتباط الذاتي من خلال Correlogram لغرض تحديد الرتب (p,d,q) لنموذج ARIMA.

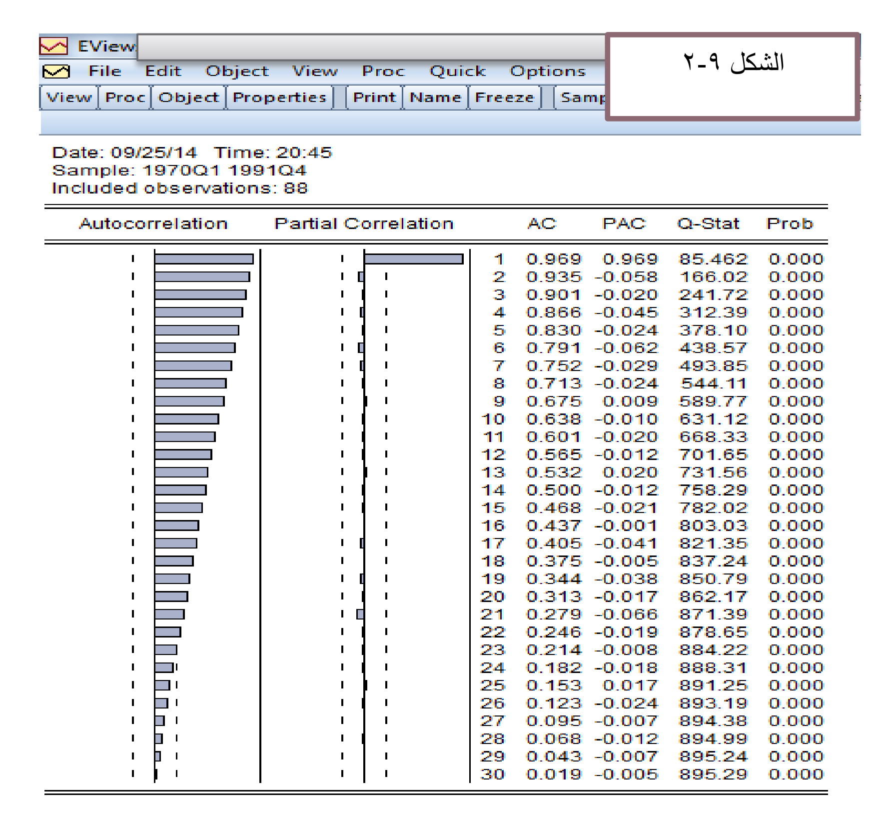
٩-٣-١-١ التطبيق على البرنامج EViews

أ) من الايعاز view نختار الامر correlogram و بعدها سيظهر مربع حوار نختار منه البيانات عند المستوى بالاضافة الى ضرورة تحديد عدد فترات التخلف الزمني، و كما موضحة بالشكل ٩-١ .



الشكل ٩-١

ب) بعد الضغط على ok سيظهر لنا الشكل ٩-٢ الذي يبين بوضوح أن شكل الارتباط الذاتي يقع خارج فترة الثقة ٩٥% على مدى ٢٣ فجوة زمنية، **و هذا يشير الى عدم سكون السلسلة الزمنية.**



EViews
File Edit Object View Proc Quick Options
View Proc Object Properties Print Name Freeze Samp

Date: 09/25/14 Time: 20:45
Sample: 1970Q1 1991Q4
Included observations: 88

	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.969	0.969	85.462	0.000
2	0.935	-0.058	166.02	0.000
3	0.901	-0.020	241.72	0.000
4	0.866	-0.045	312.39	0.000
5	0.830	-0.024	378.10	0.000
6	0.791	-0.062	438.57	0.000
7	0.752	-0.029	493.85	0.000
8	0.713	-0.024	544.11	0.000
9	0.675	0.009	589.77	0.000
10	0.638	-0.010	631.12	0.000
11	0.601	-0.020	668.33	0.000
12	0.565	-0.012	701.65	0.000
13	0.532	0.020	731.56	0.000
14	0.500	-0.012	758.29	0.000
15	0.468	-0.021	782.02	0.000
16	0.437	-0.001	803.03	0.000
17	0.405	-0.041	821.35	0.000
18	0.375	-0.005	837.24	0.000
19	0.344	-0.038	850.79	0.000
20	0.313	-0.017	862.17	0.000
21	0.279	-0.066	871.39	0.000
22	0.246	-0.019	878.65	0.000
23	0.214	-0.008	884.22	0.000
24	0.182	-0.018	888.31	0.000
25	0.153	0.017	891.25	0.000
26	0.123	-0.024	893.19	0.000
27	0.095	-0.007	894.38	0.000
28	0.068	-0.012	894.99	0.000
29	0.043	-0.007	895.24	0.000
30	0.019	-0.005	895.29	0.000

الشكل ٩-٢

ج) بعدها نعيد أختبار سكون السلسلة الزمنية بعد أخذ الفرق الاول لها، أي من الشكل ٩-١ نختار الاختيار الثاني. و بعد الضغط على ok سنحصل على الشكل ٩-٣، الذي يبين بان الارتباط الذاتي يقع داخل فترة الثقة ٩٥%، **و الذي يشير الى سكون السلسلة الزمنية بعد أخذ الفرق الاول لها.**

الشكل ٩-٣

EViews
File Edit Object View Proc Quick Options
View Proc Object Properties Print Name Freeze Samp

Date: 09/25/14 Time: 20:52
Sample: 1970Q1 1991Q4
Included observations: 87

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.316	0.316	9.0136	0.003
		2	0.186	0.095	12.165	0.002
		3	0.049	-0.038	12.389	0.006
		4	0.051	0.033	12.631	0.013
		5	-0.007	-0.032	12.636	0.027
		6	-0.019	-0.020	12.672	0.049
		7	-0.073	-0.062	13.188	0.068
		8	-0.289	-0.280	21.380	0.006
		9	-0.067	0.128	21.820	0.009
		10	0.019	0.100	21.855	0.016
		11	0.037	-0.008	21.991	0.024
		12	-0.239	-0.311	27.892	0.006
		13	-0.117	0.011	29.314	0.006
		14	-0.204	-0.114	33.712	0.002
		15	-0.128	-0.051	35.474	0.002
		16	-0.035	-0.021	35.610	0.003
		17	-0.056	-0.019	35.956	0.005
		18	0.009	0.122	35.965	0.007
		19	-0.045	-0.071	36.195	0.010
		20	0.066	-0.126	36.694	0.013
		21	0.084	0.089	37.519	0.015
		22	0.039	-0.060	37.696	0.020
		23	-0.068	-0.121	38.259	0.024
		24	-0.032	-0.041	38.384	0.032
		25	0.013	0.092	38.406	0.042
		26	-0.064	-0.143	38.932	0.049
		27	-0.017	-0.081	38.970	0.064
		28	-0.038	-0.051	39.156	0.078
		29	0.005	0.056	39.160	0.099
		30	-0.100	-0.141	40.516	0.095

و بالتالي فان السلسلة الاصلية تعد متكاملة من الرتبة الاولى أي ان (d = 1) . و عند مراجعة معامل الارتباط الجزئي PACF في الشكل ٩-٣ نجد أن هذا المعامل يقع خارج حدود فترة الثقة في ثلاث فترات و هي: الفترة ١ و الفترة ٨ و الفترة ١٢المشار اليها بألاسهم أعلاه. عندها يترتب علينا تجريب نموذج الانحدار الذاتي باستخدام الرتب (١،٨،١٢) ، أي أن AR(1), AR(8), AR(12) ، و نموذج المتوسط المتحرك بأستخدام نفس الرتب لتصبح MA(1), MA(8), MA(12) . و نموذج ARIMA لنفس الرتب و نختار النموذج الاكثر ملائمة لوصف البيانات باستخدام بعض المعايير.

٩-٣-٢ تقدير النموذج الملائم Estimation

بعد تحديد رتب كل الانحدار الذاتي AR و المتوسط المتحرك MA يكون بالامكان تقدير النموذج المطلوب سواء بأستخدام AR أو MA أو ARMA . في حالة تقدير النموذج بصيغة الـ AR فستكون صيغة الدالة كما يلي :

$$Y^*_t = \alpha_0 + \beta_0\, Y^*_{t-1} + \beta_2\, Y^*_{t-8} + \beta_3\, Y^*_{t-12}$$

حيث أن Y^* تمثل الفرق الاول للمتغير

و أن المعادلة أعلاه يمكن تطبيقها أو كتابتها في البرنامج EViews وفق الصيغة أدناه و في المكان المخصص لها ضمن الايعاز estimate equation الذي تمت الاشارة اليه سابقاً. علماً أ، GDP هو رمز لأي متغير و هو قابل للتغير.

D(GDP) C AR(1) AR(8) AR(12)

اما اذا اردنا التقدير وفق نموذج المتوسط المتحرك فتكون الصيغة المطلوب تقديرها وفق الاتي :

$$Y^*_t = \alpha_0 + \beta_1\, \mu_{t-1} + \beta_1\, \mu_{t-8} + \beta_3\, \mu_{t-12}$$

و أن المعادلة أعلاه يمكن تطبيقها أو كتابتها في البرنامج EViews وفق الصيغة أدناه و في المكان المخصص لها ضمن الايعاز estimate equation

D(GDP) C MA (1) MA (8) MA (12)

اما اذا اردنا تقدير النموذج ARMA فيكون ذلك بكتابة الصيغة التالية ضمن الايعاز estimate equation و كما يلي :

D(GDP) C AR(1) AR(8) AR(12) MA (1) MA (8) MA (12)

و بعد تقدير النموذج الاخير ARMA حصلنا على النتائج الموضحة بالشكل ٩-٤.

الشكل ٩-٤

Dependent Variable: D(GDP)
Method: Least Squares
Date: 09/29/14 Time: 19:10
Sample (adjusted): 1973Q2 1991Q4
Included observations: 75 after adjustments
Convergence achieved after 23 iterations
MA Backcast: 1970Q2 1973Q1

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	23.14199	2.315197	9.995691	0.0000
AR(1)	0.128398	0.141089	0.910046	0.3660
AR(8)	-0.400705	0.122914	-3.260039	0.0017
AR(12)	-0.026505	0.147189	-0.180077	0.8576
MA(1)	0.414936	0.079163	5.241554	0.0000
MA(8)	-0.089702	0.070741	-1.268031	0.2091
MA(12)	-0.519499	0.103025	-5.042436	0.0000

R-squared	0.464677	Mean dependent var	21.52933
Adjusted R-squared	0.417442	S.D. dependent var	36.55936
S.E. of regression	27.90411	Akaike info criterion	9.584111
Sum squared resid	52947.46	Schwarz criterion	9.800410
Log likelihood	-352.4042	Hannan-Quinn criter.	9.670477
F-statistic	9.837671	Durbin-Watson stat	1.753307
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots	.85+.33i	.85-.33i	.36+.36i	.36-.36i
	.35+.83i	.35-.83i	-.32+.83i	-.32-.83i
	-.36-.36i	-.36+.36i	-.81+.33i	-.81-.33i
Inverted MA Roots	.93	.78+.48i	.78-.48i	.45-.81i
	.45+.81i	-.03+.95i	-.03-.95i	-.51-.80i
	-.51+.80i	-.85+.48i	-.85-.48i	-1.00
	Estimated MA process is noninvertible			

٩-٣-٣ الفحص التشخيصي Diagnostic Checking

لغرض تشخيص أو معرفة بأن النتائج في الشكل ٩-٤ مقبولة نقوم بالحصول على البواقي من نفس النوذج المقدر، و من هذه البواقي نحصل على معامل الارتباط الذاتي و معامل الارتباط الجزئي و شكل الارتباط الذاتي، و اذا تبين ان جميعها تقع داخل فترة الثقة ٩٥%، بمعنى ان الارتباط الذاتي بين حدود المتغير العشوائي غير معنوي. و بالتالي يكون النموذج المقدر ملائما و مقبولا. لغرض القيام بعملية التشخيص بأستخدام البرنامج EViews نتيع الخطوات التالية :

أ) نقدر النموذج كما توضحه النتائج في الشكل ٩-٤ اعلاه.

ب) نختار الامر view/residual tests/ correlogram-Q stat

ج) نختار عدد مناسب لفترات التخلف الزمني و لتكن ٣٠ فترة.

د) و بعدها سنحصل على النتائج كما في الشكل ٩-٥

الشكل ٩-٥

Date: 09/29/14 Time: 19:54
Sample: 1973Q2 1991Q4
Included observations: 75
Q-statistic probabilities adjusted for 6 ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.118	0.118	1.0948	
		2	0.144	0.131	2.7267	
		3	0.056	0.027	2.9810	
		4	-0.190	-0.224	5.9079	
		5	0.010	0.045	5.9169	
		6	-0.086	-0.036	6.5379	
		7	0.018	0.048	6.5649	0.010
		8	0.020	-0.016	6.6008	0.037
		9	0.129	0.149	8.0613	0.045
		10	0.163	0.110	10.409	0.034
		11	0.220	0.191	14.785	0.011
		12	-0.014	-0.132	14.802	0.022
		13	-0.023	-0.025	14.850	0.038
		14	-0.158	-0.147	17.211	0.028
		15	-0.257	-0.148	23.590	0.005
		16	-0.092	-0.072	24.418	0.007
		17	-0.160	-0.073	26.953	0.005
		18	0.005	-0.016	26.956	0.008
		19	0.003	-0.039	26.957	0.013
		20	-0.029	-0.105	27.047	0.019
		21	0.103	0.053	28.186	0.020
		22	-0.000	0.008	28.186	0.030
		23	-0.037	-0.003	28.338	0.041
		24	0.030	0.118	28.441	0.056
		25	-0.129	0.014	30.368	0.047
		26	-0.086	0.010	31.243	0.052
		27	-0.097	-0.076	32.382	0.054
		28	-0.000	0.077	32.382	0.071
		29	0.037	-0.030	32.557	0.089
		30	-0.082	-0.165	33.430	0.095

أن النتائج في الشكل ٩-٥ تبين أن معاملات الارتباط الذاتي للبواقي تقع داخل فترة ثقة ٩٥% ، مما يشير الى ان النموذج ARMA المقدر سابقا ملائم لوصف سلوك البيانات المستخدمة في التقدير.

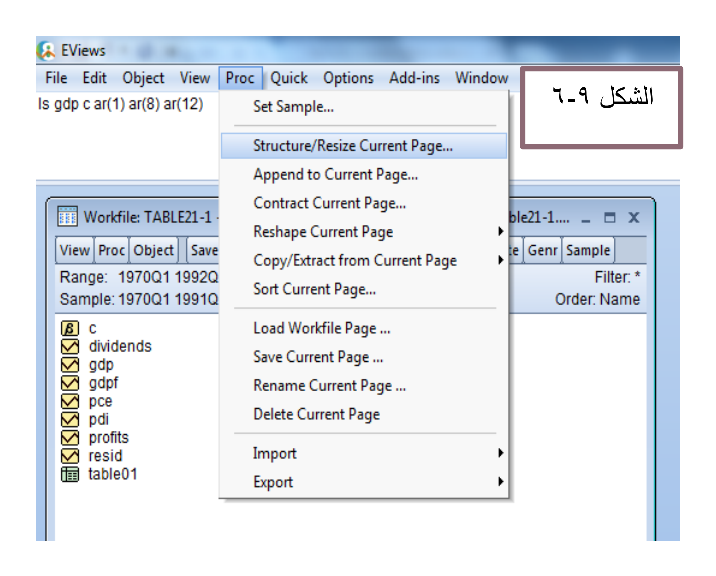
٩-٣-٤ التنبؤ Forecasting

أن الموضوع الاكثر أهمية هنا هو التنبؤ بسلوك البيانات في المستقبل. و أن البرنامج Eviews يساعدنا كثيرا بعملية التنبؤ من خلال الخطوات التالية :

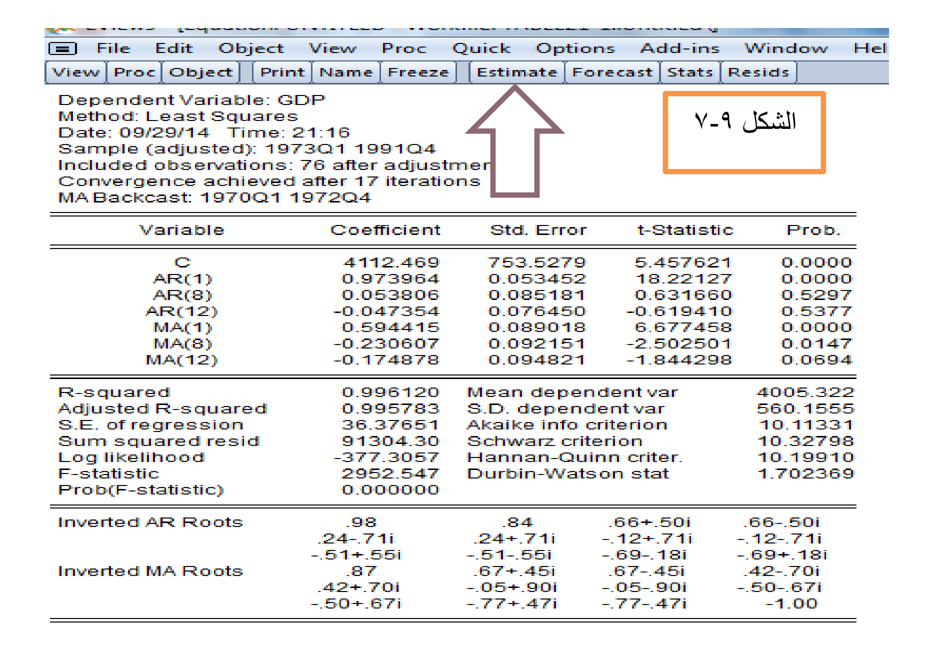
أ) نقوم بتوسيع حجم العينة للفترة المرغوب التنبؤ بها و ذلك من خلال الايعاز Proc/structure/ resize current page و الموضح في الشكل ٩-٦. حيث سيظهر مربع حوار جديد، نقوم باضافة نهاية الفترة الزمنية المطلوب التنبؤ بها.

ب) بعدها نقوم بتقدير النموذج ARMA الموضحة نتائجه في الشكل ٩-٤ في اعلاه و لكن بأستخدام البيانات الاصلية بدون فرق. و ان نتائج هذا النموذج موضحة كما في الشكل ٩-٧ .

ج) من نفس صفحة النتائج الموضحة بالشكل ٩-٧ نختار الامر forecast، حيث سيظهر مربع حوار جديد نحدد فيه الفترة الزمنية الجديدة و كما موضح بالشكل ٩-٨ .



الشكل ٩-٦



Dependent Variable: GDP
Method: Least Squares
Date: 09/29/14 Time: 21:16
Sample (adjusted): 1973Q1 1991Q4
Included observations: 76 after adjustments
Convergence achieved after 17 iterations
MA Backcast: 1970Q1 1972Q4

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4112.469	753.5279	5.457621	0.0000
AR(1)	0.973964	0.053452	18.22127	0.0000
AR(8)	0.053806	0.085181	0.631660	0.5297
AR(12)	-0.047354	0.076450	-0.619410	0.5377
MA(1)	0.594415	0.089018	6.677458	0.0000
MA(8)	-0.230607	0.092151	-2.502501	0.0147
MA(12)	-0.174878	0.094821	-1.844298	0.0694

R-squared	0.996120	Mean dependent var	4005.322
Adjusted R-squared	0.995783	S.D. dependent var	560.1555
S.E. of regression	36.37651	Akaike info criterion	10.11331
Sum squared resid	91304.30	Schwarz criterion	10.32798
Log likelihood	-377.3057	Hannan-Quinn criter.	10.19910
F-statistic	2952.547	Durbin-Watson stat	1.702369
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots	.98	.84	.66+.50i	.66-.50i
	.24-.71i	.24+.71i	-.12+.71i	-.12-.71i
	-.51+.55i	-.51-.55i	-.69-.18i	-.69+.18i
Inverted MA Roots	.87	.67+.45i	.67-.45i	.42-.70i
	.42+.70i	-.05+.90i	-.05-.90i	-.50-.67i
	-.50+.67i	-.77+.47i	-.77-.47i	-1.00

الشكل ٩-٧

EViews
File Edit Object View Proc Quick Options Add-ins Window Help
ls gdp c ar(1) ar(8) ar(12) ma(1) ma(8) ma(12)

الشكل ٩-٨

Workfile: TABLE21-1 - (e:\
View Proc Object Save Fre
Range: 1970Q1 1992Q4
Sample: 1970Q1 1991Q4
c
dividends
gdp
gdpf
pce
pdi
profits
resid
table01
Untitled New Page

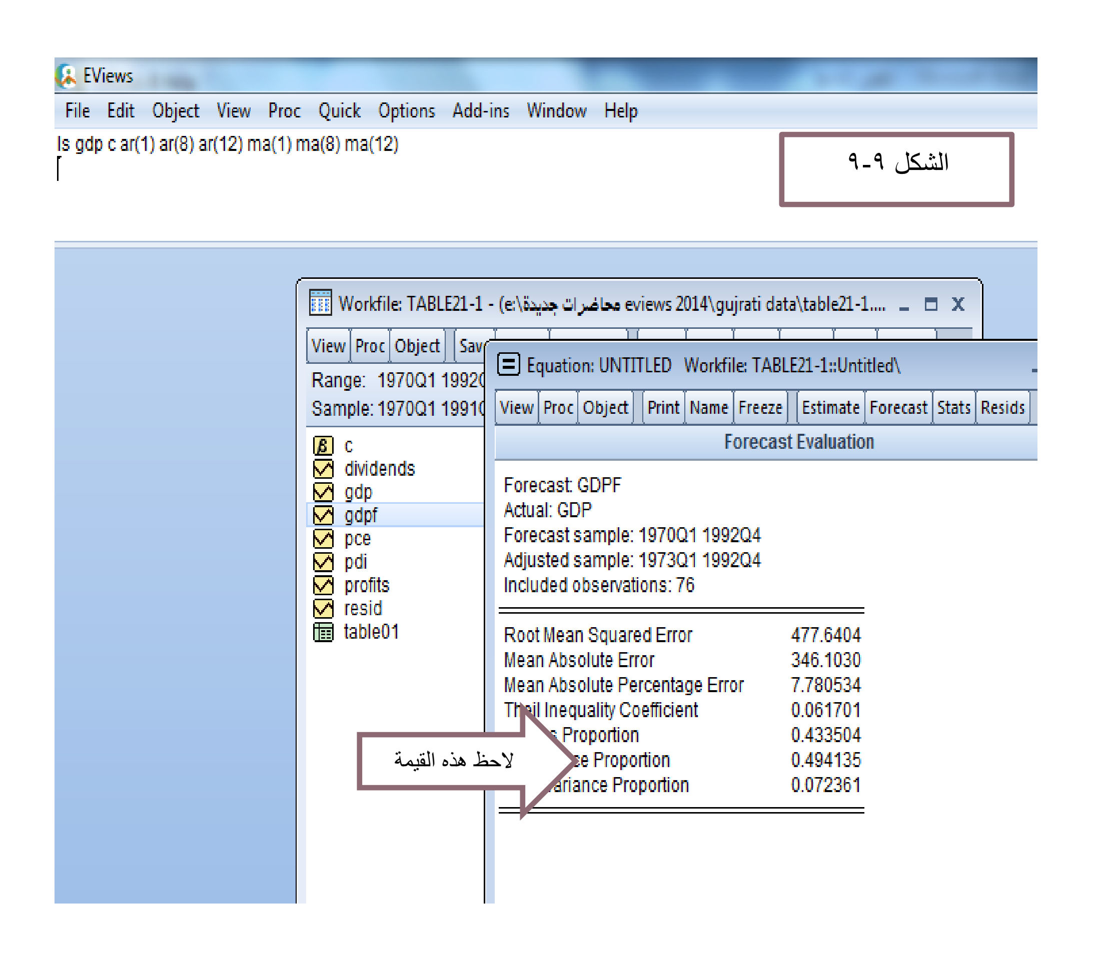
View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids
Dependent Variable: GDP
Method: Least Squares
Date: 09/29/14 Time: 21:23
Sample (adjusted): 1973Q1 1991Q4
Included observations: 76 after adjustments

نحدد هنا أسم جديد للسلسلة الجديدة

نحدد هنا الفترة الزمنية الجديدة

Forecast
Forecast of
Equation: UNTITLED Series: GDP
Series names
Forecast name: gdpf
S.E. (optional):
GARCH(optional):
Method
Dynamic forecast
Static forecast
Structural (ignore ARMA)
Coef uncertainty in S.E. calc
Forecast sample
1970q1 1991q4
MA backcast: Estimation period
Output
Forecast graph
Forecast evaluation
Insert actuals for out-of-sample observations
OK

د) بعد الضغط على ok نحصل على سلسة زمنية جديدة تحتوي على القيم المتنبأ بها . كما أنه من الضروري اختيار الامر forecast evaluation للتحقق من القيم الجديدة المتنبأ بها. حيث أنه اذا كانت نسبة التباين كبيرة او واسعة فان هذا يشير الى ان القيم الجديدة لا تتبع نفس سلوك البيانات الاصلية. و بالتالي فانه كلما كان نسبة التباين قليلة كلما كانت البيانات او القيم الجديدة للسلسلة الزمنية افضل. و في مثالنا اعلاه فان النتائج تشير الى ان القيم الجديدة المتنبأ بها تسلك نفس سلوك السنوات السابقة من خلال انخفاض نسبة التباين و كما موضحة بالشكل ٩-٩ .



الشكل ٩-٩

٩-٤ التنبؤ بأستخدام نموذج VAR و VECM

يستخدم هذا الاسلوب في التنبؤ في حالة النماذج الآنية التي يوجد فيما بينها علاقات تبادلية بين المتغيرات.

٩-٤-١ التنبؤ بأستخدام النموذج VAR

يتم التنبؤ بأستخدام النموذج VAR الذي تم توضيحه سابقاً بواسطة أتباع الخطوات التالية :

أ) أستخراج نتائج النموذج **VAR** كما تم توضيحه سابقاً، و في أدناه نتائج لنموذج الـ**VAR** .

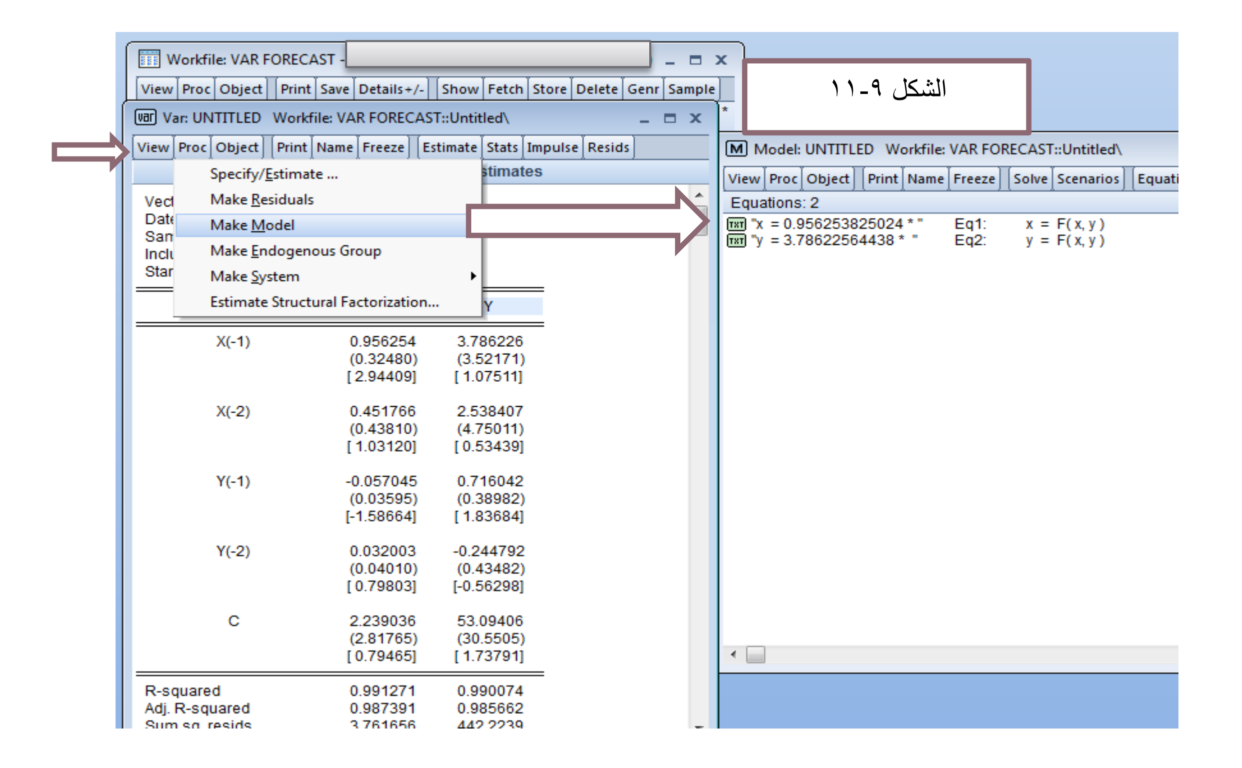
يجب الملاحظة هنا أن نتائج النموذج غير مهمة هنا و انما هي للاطلاع فقط.

الشكل ٩-١٠

Vector Autoregression Estimates		
Date: 10/14/14 Time: 20:47		
Sample (adjusted): 1991 2004		
Included observations: 14 after adjustments		
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]		
Y	X	
3.786226	0.956254	X(-1)
(3.52171)	(0.32480)	
[1.07511]	[2.94409]	
2.538407	0.451766	X(-2)
(4.75011)	(0.43810)	
[0.53439]	[1.03120]	
0.716042	-0.057045	Y(-1)
(0.38982)	(0.03595)	
[1.83684]	[-1.58664]	
-0.244792	0.032003	Y(-2)
(0.43482)	(0.04010)	
[-0.56298]	[0.79803]	
53.09406	2.239036	C
(30.5505)	(2.81765)	
[1.73791]	[0.79465]	

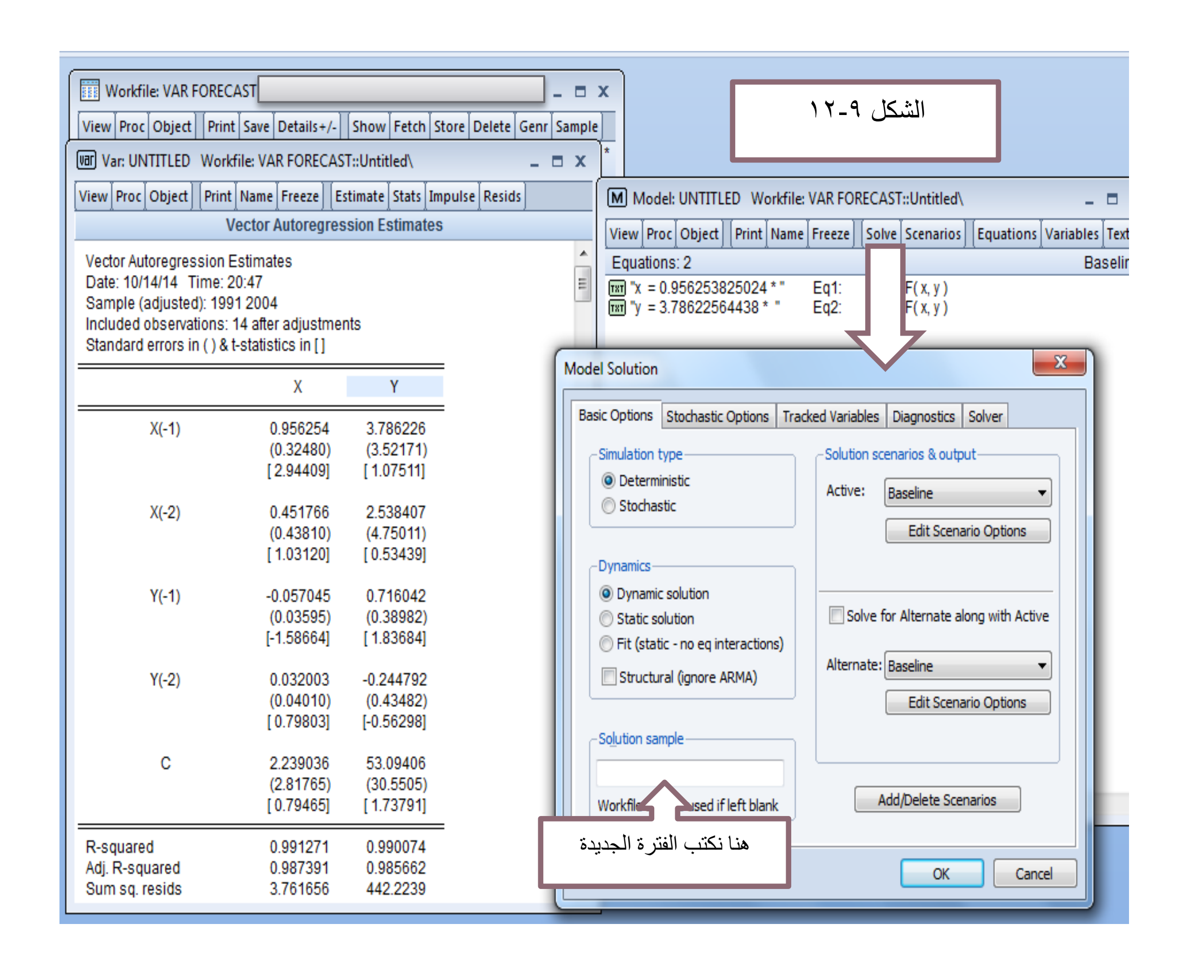
0.990074	0.991271	R-squared
0.985662	0.987391	Adj. R-squared
442.2239	3.761656	Sum sq. resids
7.009706	0.646500	S.E. equation
224.4169	255.5060	F-statistic
-44.03445	-10.66575	Log likelihood
7.004922	2.237965	Akaike AIC
7.233156	2.466199	Schwarz SC
300.0000	19.07143	Mean dependent
58.53993	5.757461	S.D. dependent
12.10460	Determinant resid covariance (dof adj.)	
5.002412	Determinant resid covariance	
-50.99972	Log likelihood	
8.714246	Akaike information criterion	
9.170715	Schwarz criterion	

ب) من خلال صفحة النتائج نختار الامر proc / make model ، بعدها سيظهر مربع حوار و كما موضح بالشكل ٩-١١.



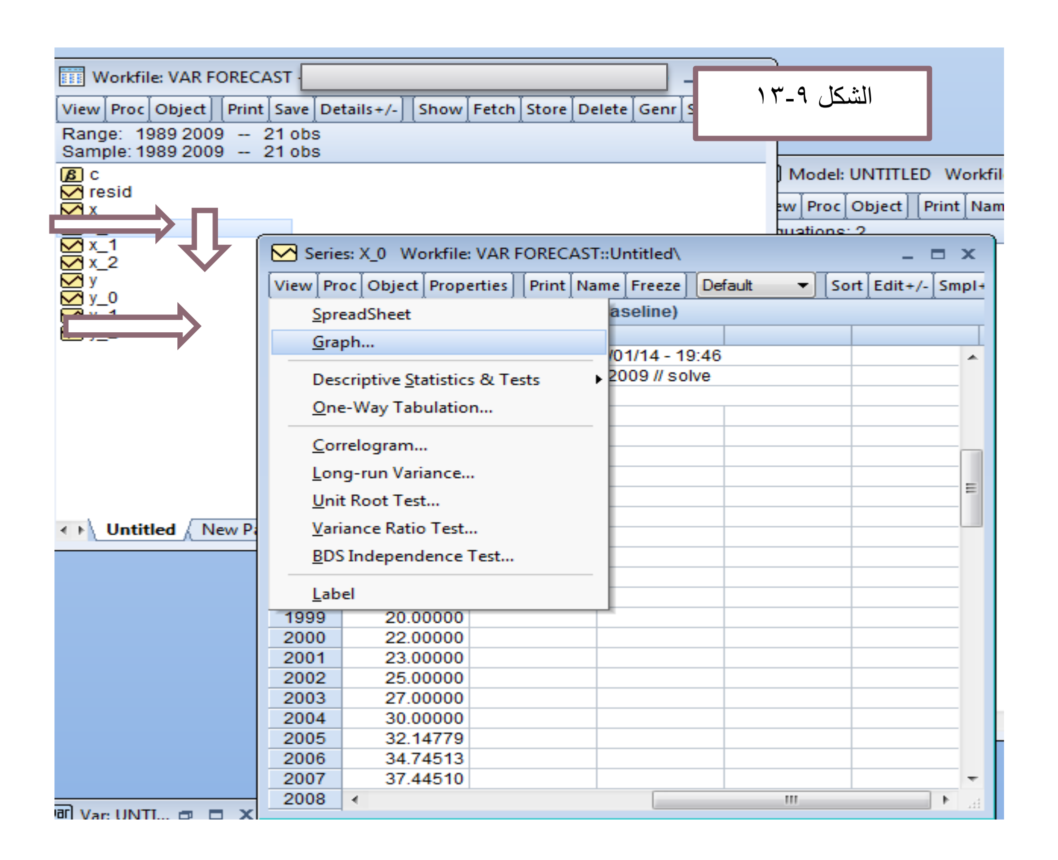
الشكل ٩-١١

ج) من خلال الشكل ٩-١١ نختار الامر solve حيث سيظهر مربع حوار جديد الموضح في الشكل ٩-١٢، نكتب فيه الفترة الزمنية التي نرغب التنبؤ بها و من ثم ok . سنلاحظ بعدها اضافة متغيرين جديدين الى ورقة العمل الاصلية يحتويان القيم الجديدة المتنبأ بها بالاضافة الى القيم الاصلية. **لماذا متغيرين فقط** ؟ لأن النموذج المستخدم يتضمن متغيرين فقط.



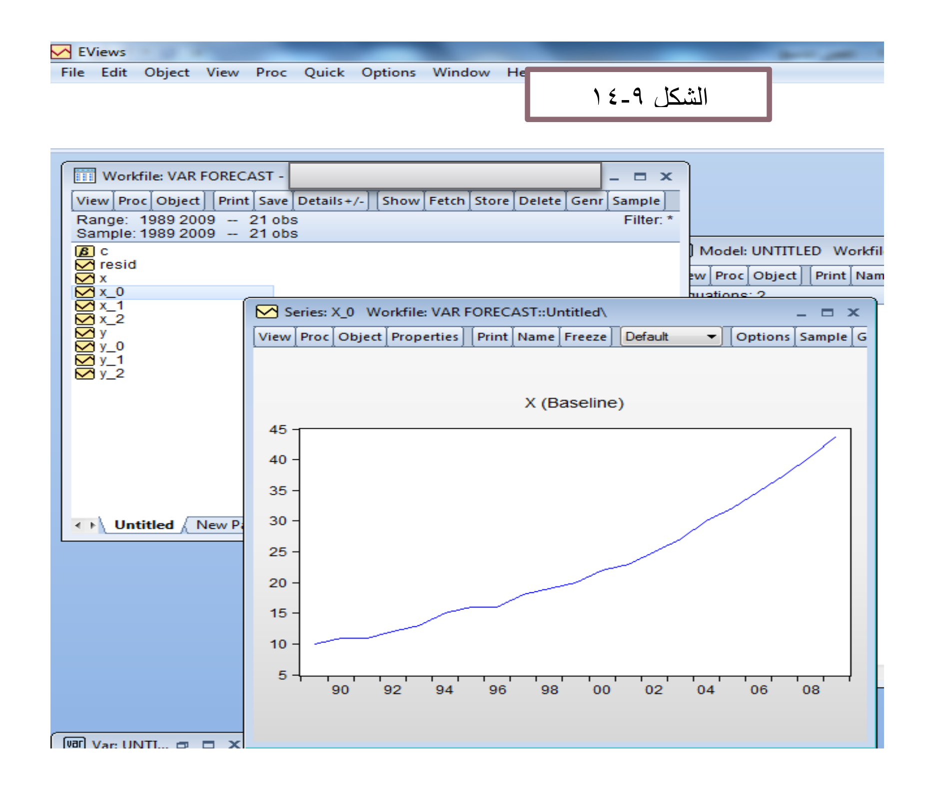
د- بعدها نفتح أحد المتغيرات التي تتضمن القيم المتنبأ بها و محاولة رسمها لغرض معرفة سلوك القيم المتنبأ بها. و يكون ذلك من خلال الضغط المزدوج على المتغير و من ثم نختار /view

graph. حيث سيظهر مربع حوار جديد نختار منه الامر line & symbol و ثم ok و كما موضح في الشكل ٩-١٣.



الشكل ٩-١٣

هـ - بعدها سنحصل على الشكل ٩-١٤ المبين ادناه. حيث يتبين أن البيانات الجديدة المتنبأ بها لها سلوك متزايد و لها نفس سلوك البيانات الاصلية.



الشكل ٩-١٤

٩-٤-٢ التنبؤ بأستخدام النموذج VECM

لغرض التنبؤ بأستخدام نموذج الـ **VECM** نتبع نفس الخوات الموضحة أعلاه في حالة نموذج VAR . كما أنه يجب الاشارة الى ان استخدام نموذج الـ **VECM** أفضل من نموذج VAR لان الاول يتضمن التقلبات قصيرة الاجل و طويلة الاجل، في حين يتضمن نموذج VAR التغيرات في الاجل الطويل فقط.

الفصل العاشر

نماذج الانحدار الذاتي المشروط بوجود عدم تجانس التباين

Autoregressive Conditional HeteroskedasticityARCH & GARCH Models

- ✓ **أطار مفاهيمي لنماذج ARCH**
- ✓ **تحديد وجود / أثر للنموذج ARCH**
- ✓ **تقدير نموذج ARCH**
- ✓ **تقدير نموذج GARCH**
- ✓ **تقدير نموذج GARCH-M**
- ✓ **تقدير نموذج Threshold GARCH (TGARCH)**
- ✓ **تقدير نموذج The Exponential GARCH (EGARCH)**

الفصل العاشر

نماذج الانحدار الذاتي المشروط بوجود عدم تجانس التباين
Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
ARCH & GARCH Models

١٠-١ أطار مفاهيمي لنماذج ARCH

أن التحليل المستخدم في الاقتصاد القياسي التقليدي يفترض ان المتغير العشوائي للنموذج المقدر يمتاز بان تباينه او تغيره عبر الزمن ثابت، و الذي يمثل احد الشروط الاساسية لاي نموذج مقدر بطريقة المربعات الصغرى الاعتيادية، و الذي يسمى بشرط ثبات تجانس التباين. الا

أن طبيعة بيانات السلاسل الزمنية للمتغيرات المالية تتطلب استخدام نماذج خاصة في الاقتصاد الاقتصادي تلائم البيانات المالية. حيث ان المستثمرين في الاسواق المالية لا يفكرون فقط بالعائد عن اختيار المحفظة الاستثمارية ، و انما ايضا يعطون اهتمام كبير جداً الى حجم المخاطر التي قد تتعرض لها محافظهم الاستثمارية. من هنا بدء الاهتمام اكبر بدراسة الاختلال او التباين في السلاسل الزمنية للمتغيرات المالية التي تعكس حجم المخاطر المتوقعة للاصول المالية المختلفة نتيجة لظروف مختلفة.

بناءً على ما تقدم فأن نماذج ARCH و GARCH تعد من النماذج المهمة التي تستخدم في تقدير بيانات السلاسل الزمنية للمتغيرات المالية، و التي سيتم توضيح آلية تطبيقها بأستخدام البرنامج EViews .

١٠-٢ تحديد وجود / أثر للنموذج ARCH

أن الخطوة الاولى في تقدير نماذج ARCH هو تحديد فيما اذا كان النموذج المقدر يحتوي على عدم ثبات تجانس التباين ام لا، و التي تسمى بتحديد اثر ارش ARCH Effect. اما الخطوة الثانية و التي تعتمد اعتعماد كبير جدا على الخطوة الاولى، و التي مفادها اذا كان المتغير العشوائي

للنموذج المقدر غير متجانس فاننا نستخدم نماذج ARCH ، اما اذا كان متجانس فيكون بالامكان استخدام طريقة OLS في التقدير.

و للقيام بالخطوة الاولى يتم تقدير معادلة الانحدار الذاتي للسلسلة الزمنية لغرض تحديد **عدد فترات الابطاء (التخلف الزمني) التي يؤثر في سلوك المتغير العشوائي u_t ، اي ان التغيرات في السنة او السنوات السابقة للـ $u_{t-1, t-2......t-q}$ التي تؤثر على سلوك المتغير العشوائي u_t.** و يتم ذلك من خلال كتابة التالي في الحقل العام command   ls y c y(-1)

حيث ان ls تشير الى التقدير بطريقة المربعات الصغرى الاعتيادية

y اي متغير مطلوب دراسته

c الحد الثابت

y(-1) المتغير متخلف سنة واحدة

بعد كتابة الصيغة اعلاه في البرنامج EViews نحصل على نتائج الانحدار الذاتي للمتغير y و كما موضح بالشكل (١٠-١).

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

الشكل ١٠-١

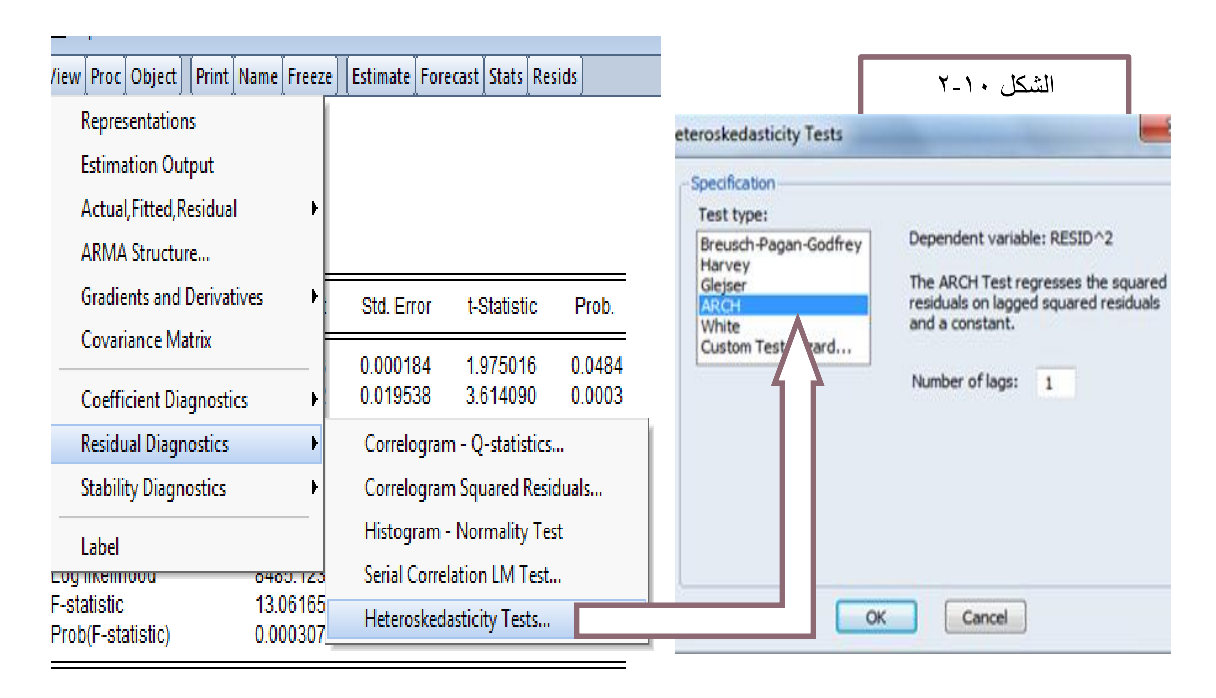
Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 12/06/14 Time: 16:46
Sample: 1/01/1990 12/31/1999
Included observations: 2610

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000363	0.000184	1.975016	0.0484
Y(-1)	0.070612	0.019538	3.614090	0.0003

R-squared	0.004983	Mean dependent var	0.000391
Adjusted R-squared	0.004602	S.D. dependent var	0.009398
S.E. of regression	0.009376	Akaike info criterion	-6.500477
Sum squared resid	0.229287	Schwarz criterion	-6.495981
Log likelihood	8485.123	Hannan-Quinn criter.	-6.498849
F-statistic	13.06165	Durbin-Watson stat	1.993272
Prob(F-statistic)	0.000307		

يجب الاشارة هنا الى ان النتائج في الجدول (١٠-١) غير مهمة لنا الان، و لكننا نسعى الى اختبار هل ان النموذج المقدر في النتائج اعلاه تحتوي على عدم ثبات تجانس التباين ام لا. و لغرض القيام بهذا الاختبار يجب علينا الان و من نفس صفحة النتائج ان نختار اختبار ARCHمن خلال الايعاز view/Residuals Diagnostics/ Heteroskedasticity Tests و كما موضحة بالشكل (١٠-٢). بعدها سيظهر مربع حوار جديد نختار منه الاختبار ARCH و الموضح بالشكل (١٠-٢) في ادناه. بعد الضغط على ok سنحصل على النتائج الموضحة في الشكل (١٠-٣) و التي تبين بوضوح و من خلال قيمة مضاعف لاكرانج ($T^* R^2$) اي عدد المشاهدات مضروباً في معامل التحديد و التي بلغت (٤٦,٠٥) مع درجة احتمالية اقل من ٥%. و هذا يشير الى ان هذه القيمة معنوية احصائياً و بالتالي **نرفض فرضية العدم (التي تنص على ثبات تجانس التباين للمتغير العشوائي) مقابل قبول الفرضية البديلة بعدم تجانس التباين للمتغير العشوائي في النموذج المقدر اعلاه، و بالتالي يتضح بأنه يوجد أثر لـ ARCH في النموذج المقدر.**

الشكل ١٠-٢



View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	46.84671	Prob. F(1,2607)	0.0000
Obs*R-squared	46.05506	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 12/06/14 Time: 17:08
Sample (adjusted): 1/02/1990 12/31/1999
Included observations: 2609 after adjustments

الشكل ١٠-٣

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.62E-05	3.76E-06	20.27023	0.0000
RESID^2(-1)	0.132858	0.019411	6.844466	0.0000

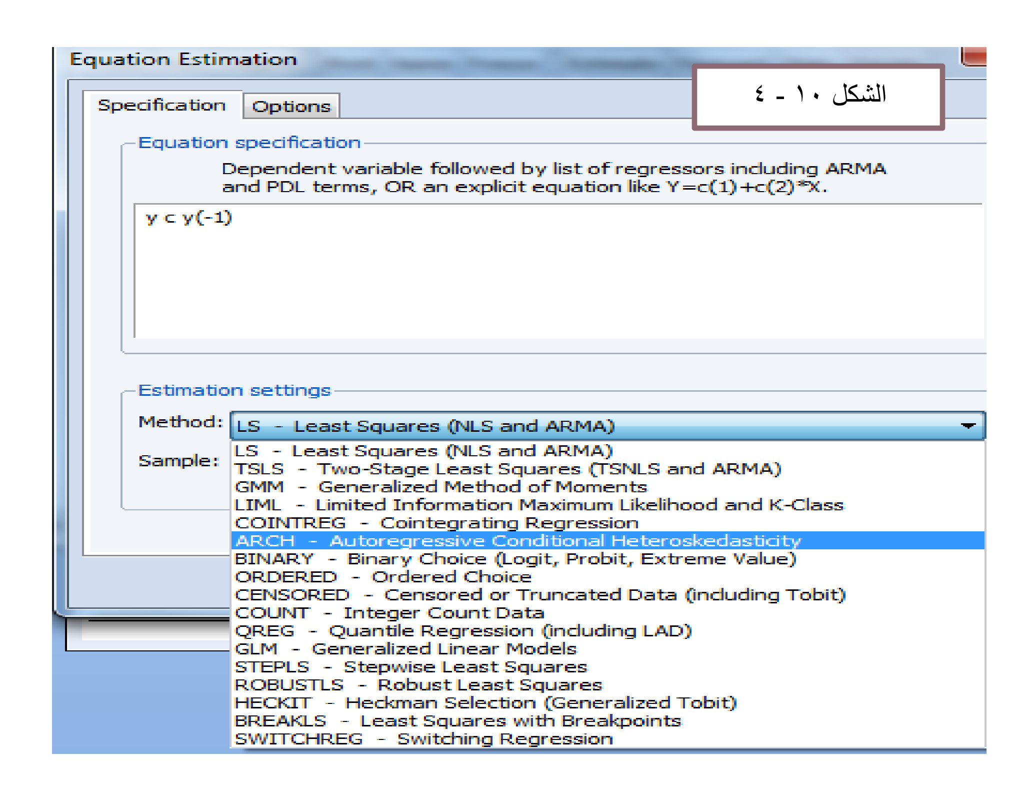
R-squared	0.017652	Mean dependent var	8.79E-05
Adjusted R-squared	0.017276	S.D. dependent var	0.000173
S.E. of regression	0.000171	Akaike info criterion	-14.50709
Sum squared resid	7.64E-05	Schwarz criterion	-14.50260
Log likelihood	18926.50	Hannan-Quinn criter.	-14.50546
F-statistic	46.84671	Durbin-Watson stat	2.044481
Prob(F-statistic)	0.000000		

بعد التاكد من وجود اثر لـ ARCH في النموذج المقدر اعلاه ، فاننا نكون بوضع جيد يسمح لنا في تقدير النموذج المطلوب بواسطة طريقة الانحدار الذاتي المشروط بوجود عدم تجانس التباين **ARCH**. أي الانتقال الى الخطوة الثانية من التقدير.

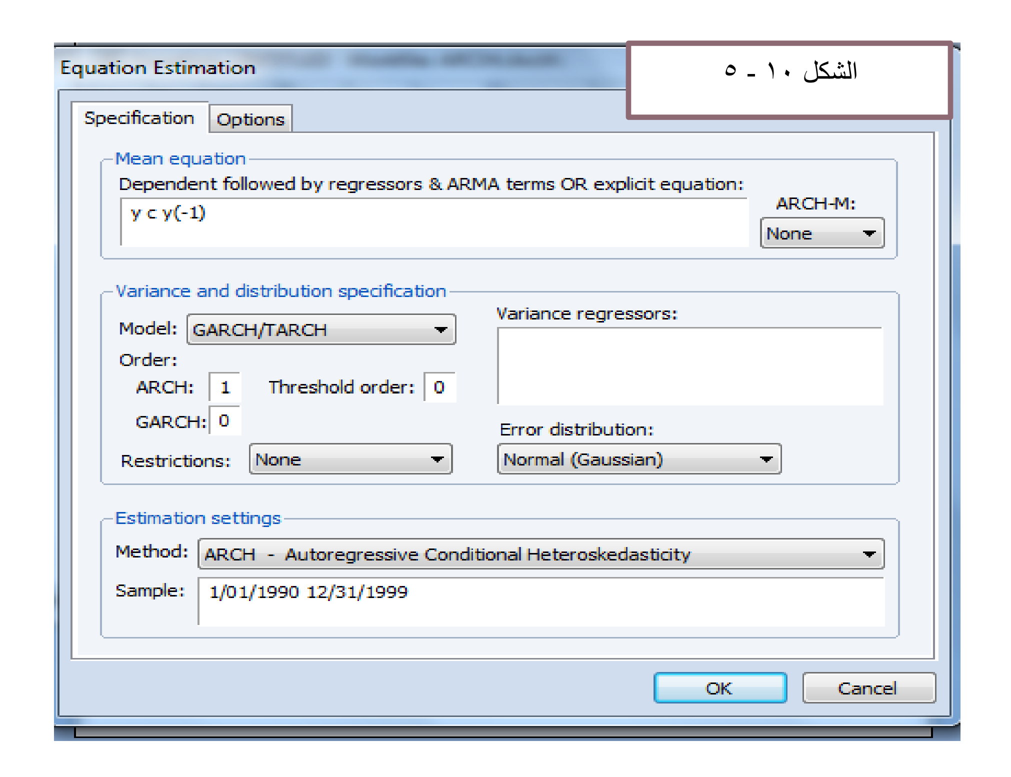
١٠-٣ تقدير نموذج ARCH

لغرض القيام بتقدير السلاسل الزمنية التي تحتوي على عدم ثبات تجانس التباين نتبع الخطوات التالية :

أ- نختار من قائمة Quick الامر estimate equation و من ثم نختار من method الايعاز ARCH و كما موضح بالشكل (١٠-٤). حيث ستظهر نافذة جديدة كما موضحة بالشكل (١٠-٥). للتبسيط و لنفترض بأننا نريد تقدير النموذج (1) ARCH فاننا نكتب (١) في الحقل ARCH و (٠) في الحقلين GARCH و TGARCH و من ثم ok لنحصل على النتائج كما موضحة بالشكل (١٠- ٦).



الشكل ١٠ - ٤



الشكل ١٠ - ٥

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

الشكل ١٠ - ٦

Dependent Variable: Y
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
Date: 12/06/14 Time: 21:23
Sample: 1/01/1990 12/31/1999
Included observations: 2610
Convergence achieved after 8 iterations
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000401	0.000178	2.257632	0.0240
Y(-1)	0.075196	0.019209	3.914518	0.0001
		Variance Equation		
C	7.39E-05	2.11E-06	35.07451	0.0000
RESID(-1)^2	0.161294	0.020232	7.972289	0.0000

R-squared	0.004944	Mean dependent var	0.000391
Adjusted R-squared	0.004563	S.D. dependent var	0.009398
S.E. of regression	0.009377	Akaike info criterion	-6.524781
Sum squared resid	0.229296	Schwarz criterion	-6.515789
Log likelihood	8518.839	Hannan-Quinn criter.	-6.521523
Durbin-Watson stat	2.001997		

ب- أن النتائج الموضحة في الجدول (١٠-٦) تبين و من خلال أحصاءة z-statistic بان معلمة نموذج التباين و المشار اليها بالرمز [RESID(-1)^2] و البالغة (٠,١٦١) بأنها موجبة و معنوية أحصائياً .

١٠-٤ تقدير نموذج GARCH

أن النموذج العام لـ GARCH يأخذ الصيغة التالية :

$$y_t = \alpha + \beta X_t + u_t$$

$$\sigma^2_t = \Upsilon_0 + \Upsilon_1 \sigma^2_{t-1} + \Upsilon_2 u^2_{t-1}$$

أي أن **قيمة التباين** هو دالة **لنفس التباين** متخلف فترة زمنية مثلاً بالاضافة الى **مربع البواقي** متخلفة على سبيل المثال فترة زمنية واحدة.

و أن السبب الاساسي للانتقال من النموذج ARCH الى GARCH هو التالي:

أ) أستناداً الى Engle (1995) أن النموذج ARCH يبدو اقرب الى استخدام خصائص المتوسط المتحرك moving average اكثر الانحدار الذاتي.

ب) أن النموذج GARCH(1,1) يمتلك معاملات parameters اقل في التقدير و لهذا السبب يفقد درجات حرية اقل .

و لغرض تقدير النموذج GARCH بأستخدام البرنامج EViews نتبع نفس الخطوات التي تم استخدامها في تقدير النموذج ARCH كما في اعلاه **بأستثناء كتابة الرقم (١) في حقل** GARCH الموضح في الشكل (١٠-٧) التالي، و من ثم ok. بعدها سنحصل على النتائج الموضحة في الشكل (١٠-٨)، و التي تشير الى ان جميع المعلمات موجبة و معنوية احصائياً بدلالة أحصاءة z-statistic .

الشكل ١٠ -٧

التحديد يكون هنا

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: Y
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
Date: 12/08/14 Time: 20:50
Sample: 1/01/1990 12/31/1999
Included observations: 2610
Convergence achieved after 13 iterations
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*GARCH(-1)

الشكل ١٠-٨

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000433	0.000158	2.732030	0.0063
Y(-1)	0.062548	0.020697	3.022112	0.0025
Variance Equation				
C	8.22E-07	2.42E-07	3.392464	0.0007
RESID(-1)^2	0.050868	0.006659	7.639165	0.0000
GARCH(-1)	0.940258	0.007973	117.9339	0.0000

R-squared	0.004868	Mean dependent var	0.000391
Adjusted R-squared	0.004486	S.D. dependent var	0.009398
S.E. of regression	0.009377	Akaike info criterion	-6.648590
Sum squared resid	0.229314	Schwarz criterion	-6.637351
Log likelihood	8681.411	Hannan-Quinn criter.	-6.644519
Durbin-Watson stat	1.977746		

١٠-٥ تقدير نموذج GARCH-M

أن النموذج **GARCH-M** يعتمد على اضافة التباين المشروط الى معادلة المتوسط mean أستناداً الى حقيقة ان المستثمر الذي يسعى الى الاستثمار بالاصول المالية مرتفعة المخاطر يهدف الى تحقيق أعلى عائد ممكن (**يوجد علاقة طردية بين العائد و المخاطر المالية**) . طالما ان المخاطر المالية ممكن قياسها بواسطة التقلبات او التباين ، لذلك يكون من الواجب أضافتها الى معادلة المتوسط . و بالتالي يصبح النموذج **GARCH-M** متمثل بالمعادلة التالية :

$$y_t = \alpha + \beta X_t + \boldsymbol{\Theta} \boldsymbol{\sigma^2_t} + u_t$$

$$\sigma^2_t = \Upsilon_0 + \Upsilon_1 \sigma^2_{t-1} + \Upsilon_2 u^2_{t-1}$$

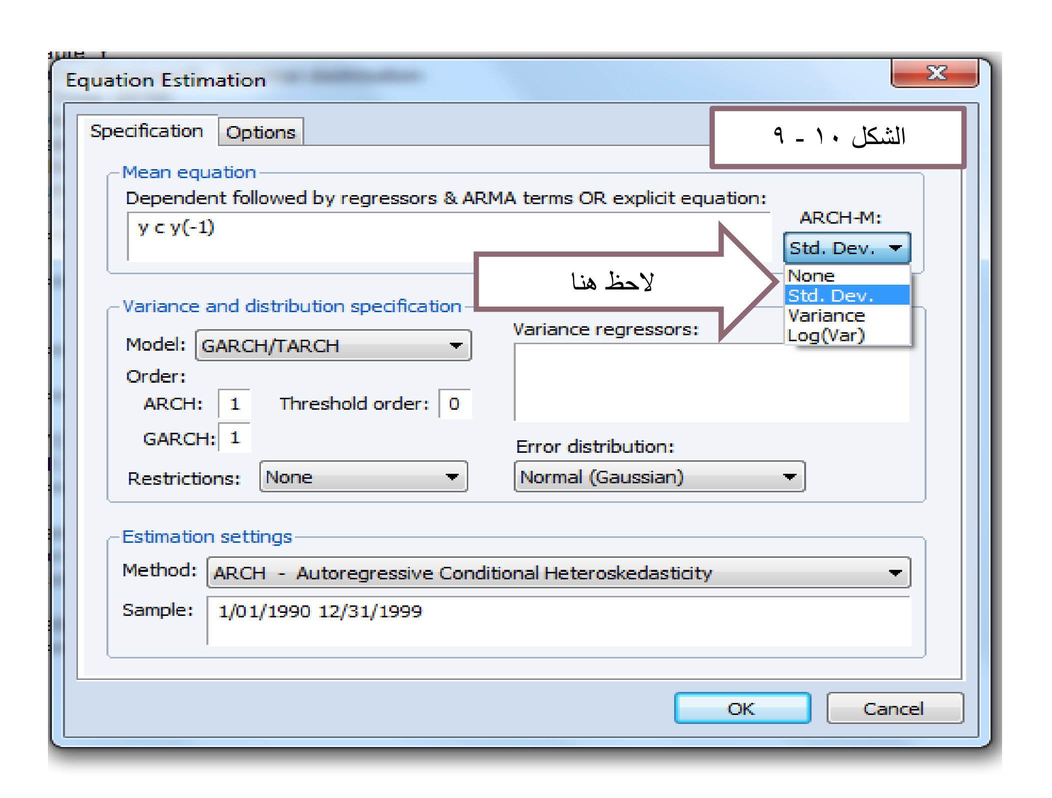
كما ان النماذج من نوع **GARCH-M** قد تستخدم لقياس المخاطر **ليس بواسطة تباين السلسلة، و لكن من خلال استخدام الانحراف المعياري للسلسلة**. و استنادا الى هذا المفهوم فان معادلة المتوسط تصبح بالصيغة التالية :

$$y_t = \alpha + \beta X_t + \boldsymbol{\Theta} \sqrt{\boldsymbol{\sigma 2t}} + u_t$$

و يمكن تقدير نماذج **GARCH-M** بواسطة استخدام البرنامج EViews من خلال الخطوات التالية :

أ) من نفس مربع الحوار الخاص بنماذج ARCH نختار اما الايعاز std. dev. او variance و المؤشر في السهم في الشكل (١٠-٩) و من ثم ok.

ب) ان النتائج الموضحة في الشكل (١٠-١٠) تبين بوضوح ان معلمة الانحراف المعياري المتمثلة بالرمز (SQRT(GARCH)) **غير معنوية أحصائياً، و هذا يشير الى انه يوجد هنالك تاثير للخطر على العائد المتوسط.**



View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

الشكل ١٠ - ١٠

Dependent Variable: Y
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
Date: 12/08/14 Time: 23:20
Sample: 1/01/1990 12/31/1999
Included observations: 2610
Convergence achieved after 13 iterations
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
@SQRT(GARCH)	0.098607	0.080727	1.221495	0.2219
C	-0.000347	0.000659	-0.526540	0.5985
Y(-1)	0.061636	0.020704	2.976991	0.0029
Variance Equation				
C	8.68E-07	2.56E-07	3.392693	0.0007
RESID(-1)^2	0.052405	0.006845	7.655931	0.0000
GARCH(-1)	0.938191	0.008273	113.4009	0.0000

R-squared	0.005109	Mean dependent var	0.000391
Adjusted R-squared	0.004346	S.D. dependent var	0.009398
S.E. of regression	0.009378	Akaike info criterion	-6.648400
Sum squared resid	0.229258	Schwarz criterion	-6.634913
Log likelihood	8682.162	Hannan-Quinn criter.	-6.643514
Durbin-Watson stat	1.976261		

١٠-٦ تقدير نموذج Threshold GARCH (TGARCH)

أن القيد الاساسي الذي يواجه نماذج ARCH و GARCH التي تم توضيحها سابقاً بأنها نماذج متماثلة symmetric. و المقصود بالتماثل هنا هو ان هذين النموذجين يأخذان القيم المطلقة فقط للتغيرات في المتغير العشوائي بغض النظر عن الاشارة السالبة او الموجبة. لهذا السبب فانه في نماذج ARCH و GARCH سيكون للصدمات الموجبة نفس الاثر (تماثل) الذي تتركه الصدمات السالبة. الا انه في كثير من الحالات الواقعية لا سيما في حالة اسعار الاسهم فان الصدمات او التغيرات السالبة (الاخبار السيئة) في الاسوق المالي يكون لها تأثير أكبر على المخاطر التي قد تتعرض لها تلك الاسهم من الصمات الموجبة (الاخبار الجيدة).

لهذا السبب فان النموذج TGARCH يعالج هذا الامر من خلال اضافة متغير وهمي الى معادلة التباين في نماذج ARHC و GARCH لغرض التدقيق في هل سيكون هنالك اختلاف معنوي احصائيا عندما تكون هنالك صدمات سالبة (اخبار سيئة). و بالتالي فان الهدف الاساسي من هذا النموذج هو الحصول على عدم التماثل asymmetries في حالات الصدمات سواء كانت سالبة

او موجبة ، اي سواء كانت اخبار سيئة ام اخبار موجبة. و أن اول من قدم هذا النموذج هو Zakoians (1990) و Glosten, Jaganathan and Runkle (1993) .

و أن النموذج TGARCH يأخذ الصيغة التالية :

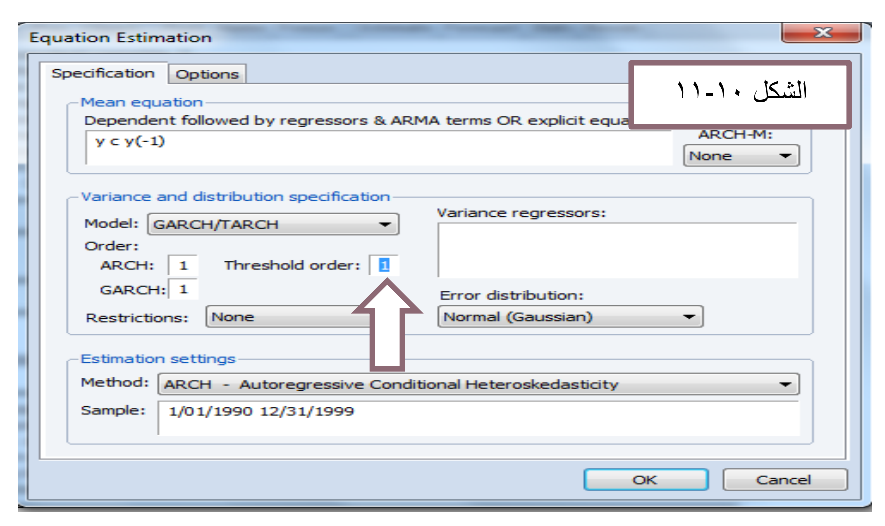
$$\sigma^2_t = \Upsilon_0 + \Upsilon_1 \sigma^2_{t-1} + \boldsymbol{\Upsilon_2 u^2_{t-1} d_{t-1}} + \Upsilon_3 u^2_{t-1}$$

حيث أن d_t تأخذ القيمة 1 اذا $u_t < 0$ و 0 اذا $u_t > 0$ ، لذلك فان الاخبار الجيدة سيكون بالضرورة لها اخبار مختلفة عن الاخبار السيئة.

و لغرض تقدير النموذج TGARCH بأستخدام البرنامج EViews نتبع الخطوات التالية:

أ) من خلال مربع الحوار الموضح في الشكل (١٠-١١) الذي يمثل الواجهة الاساسية في تقدير نماذج عائلة ARCH نكتب الرقم (١) في المربع المقابل لنموذج Threshold order و من ثم ok.

ب) نتائج النموذج TGARCH موضحة في الشكل (١٠-١٢) ، و التي تشير الى انه طالما قيمة {RESID (-1)^2 * RESID(-1) <0} موجبة و احصائيا معنوية ، و بالتالي فان السلسلة الزمنية (y) يوجد فيها عدم تماثل في الاخبار. و اكثر تحديداً، فان الاخبار السيئة يكون لها تاثيرات اكبر على التقلبات او المخاطر في السلسلة الزمنية من الاخبار الجيدة.



الشكل ١٠-١١

View	Proc	Object	Print	Name	Freeze	Estimate	Forecast	Stats	Resids

الشكل ١٠-١٢

Dependent Variable: Y
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
Date: 12/09/14 Time: 10:57
Sample: 1/01/1990 12/31/1999
Included observations: 2610
Convergence achieved after 10 iterations
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0) + C(6)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000318	0.000159	1.998311	0.0457
Y(-1)	0.058014	0.020592	2.817276	0.0048
		Variance Equation		
C	6.44E-07	1.75E-07	3.689085	0.0002
RESID(-1)^2	0.014069	0.006512	2.160375	0.0307
RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0)	0.050691	0.009170	5.527926	0.0000
GARCH(-1)	0.953847	0.006306	151.2495	0.0000

R-squared	0.004797	Mean dependent var	0.000391
Adjusted R-squared	0.004415	S.D. dependent var	0.009398
S.E. of regression	0.009377	Akaike info criterion	-6.656502
Sum squared resid	0.229330	Schwarz criterion	-6.643014
Log likelihood	8692.735	Hannan-Quinn criter.	-6.651616
Durbin-Watson stat	1.969113		

١٠-٧ تقدير نموذج The Exponential GARCH (EGARCH)

أن النموذج EGARCH تطور بواسطة Nelson (1991) و الذي يأخذ الصيغة التالية :

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \sum_{j=1}^{q} \beta_j \log(\sigma_{t-j}^2) + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \left| \frac{\epsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} \right| + \sum_{k=1}^{r} \gamma_k \frac{\epsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}}$$

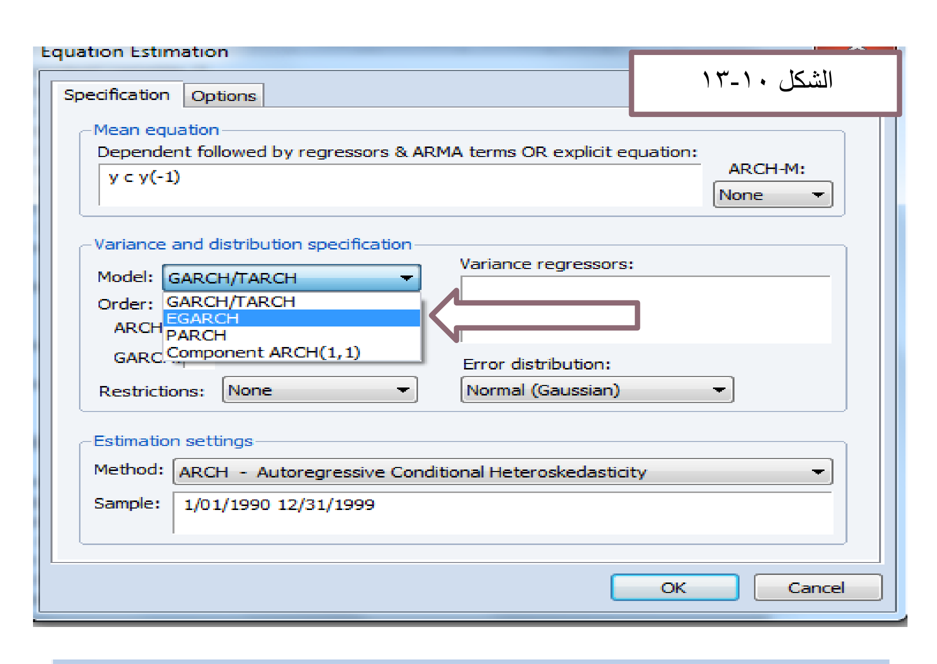
حيث أن ω و β و α و γ تمثل المعلمات الواجب تقديرها.

و لغرض تقدير النموذج EGARCH في البرنامج EViews نتبع الخطوات التالية :

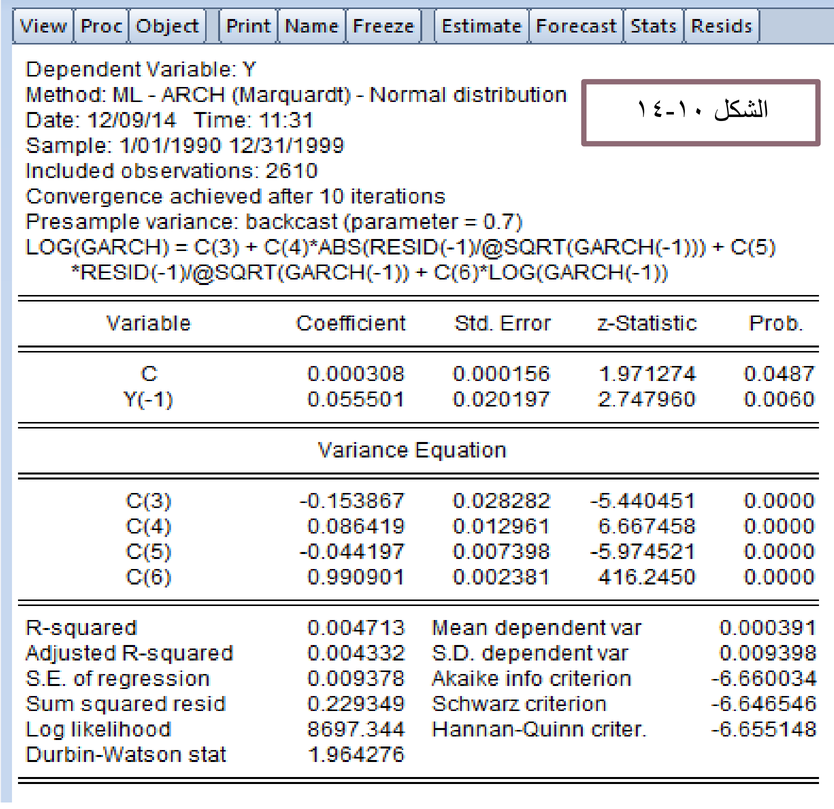
أ) من خلال مربع الحوار الموضح في الشكل (١٠-١٣) الذي يمثل الواجهة الاساسية في تقدير نماذج عائلة ARCH نختار الايعاز EGARCH كما موضح بالشكل (١٠-١٣) و من ثم ok .

ب) أن النتائج الموضحة في الشكل (١٠-١٤) تبين أنه طالما قيمة c(5) و التي تمثل قيمة RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) هي قيمة سالبة بالاضافة الى انها معنوية

احصائياً، فأن هذا يؤكد بأنه في السلسلة (y) الاخبار السيئة لها تأثير أكبر في التغيرات للمتغير العشوائي (المخاطر) من الاخبار الجيدة .



الشكل ١٠-١٣



View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: Y
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
Date: 12/09/14 Time: 11:31
Sample: 1/01/1990 12/31/1999
Included observations: 2610
Convergence achieved after 10 iterations
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
LOG(GARCH) = C(3) + C(4)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(5)
*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(6)*LOG(GARCH(-1))

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000308	0.000156	1.971274	0.0487
Y(-1)	0.055501	0.020197	2.747960	0.0060
Variance Equation				
C(3)	-0.153867	0.028282	-5.440451	0.0000
C(4)	0.086419	0.012961	6.667458	0.0000
C(5)	-0.044197	0.007398	-5.974521	0.0000
C(6)	0.990901	0.002381	416.2450	0.0000

R-squared	0.004713	Mean dependent var	0.000391
Adjusted R-squared	0.004332	S.D. dependent var	0.009398
S.E. of regression	0.009378	Akaike info criterion	-6.660034
Sum squared resid	0.229349	Schwarz criterion	-6.646546
Log likelihood	8697.344	Hannan-Quinn criter.	-6.655148
Durbin-Watson stat	1.964276		

الشكل ١٠-١٤

مصادر الكتاب

المصادر

1- Damodar N. Gujarati, **Basic Econometrics**, Tata McGraw-Hill Edition, 4th Edition, New Delhi, 2004.

2- David Hallam and Raffaele Zanoli, **Error Correction Models and Agricultural Supply Response**, European Review of Agricultural Economics, 1993, Vol. 20, Issue 2, pp 151-66.

3- Dimitrios Asteriou and Stephen G. Hall, **Applied Econometrics: A Modern Approach Using Eviews and Microfit Revised Edition**, Palgrave Macmillan, New York, 2007.

4- James Obben, **The Demand for Money in Brunei**, Asian Economic Journal, 1998,Volume 12, Issue 2, PP 109–121.

٥- عبد القادر محمد عبد القادر عطية، **الحديث في الاقتصاد القياسي بين النظرية و التطبيق**، الدار الجامعية للطباعة و النشر، الاسكندرية، ٢٠٠٩.